

Wertentwicklungen von
Immobilienanlagen und ihre Risiken:
Ein Vorschlag zur Evaluierung von Korrekturverfahren für
bewertungsbasierte Immobilienindices

DISSERTATION

zur Erlangung des Grades eines
Doktors der Wirtschaftswissenschaft

eingereicht an der
Fakultät für Wirtschaftswissenschaften der
Universität Regensburg
von

Andreas Marcus Gohs

Berichterstatter
Professor Dr. Steffen Sebastian
Professor Dr. Gabriel S. Lee

Tag der Disputation: 29. Mai 2013

Inhaltsübersicht

| | |
|--|------------|
| Inhaltsübersicht | iii |
| Inhaltsverzeichnis | v |
| Abbildungsverzeichnis | xv |
| Abkürzungsverzeichnis | xix |
| 1 Einleitung: Ziel der Untersuchung und Untersuchungsplan | 1 |
| 2 Wertentwicklung und Risiken von Immobilienanlagen und ihre Abbildung durch Indices. | 6 |
| 3 Fehlerarten bei der Abbildung der Wertentwicklung und der Risiken von Immobilienanlagen durch „Bewertungsphänomene“ | 30 |
| 4 Eine Monte Carlo-Studie über die Auswirkungen von Bewertungsphänomenen auf die Abbildung der Wertentwicklung und der Risiken von Immobilienanlagen | 59 |
| 5 Verfahren zur Korrektur von Fehlern in bewertungsbasierten Indices – angewandt auf den IPD UK Monthly Capital Index und den NCREIF Appreciation Index | 168 |
| 6 Die Stabilität von Verfahren zur Korrektur bewertungsbasierter Indices | 234 |
| 7 Ein Vorschlag zur Evaluierung von Korrekturverfahren für bewertungsbasierte Indices | 268 |
| 8 Zusammenfassung..... | 372 |
| 9 Anhang | 375 |
| Literaturverzeichnis | 523 |
| Verzeichnis sonstiger Quellen | 538 |

Inhaltsverzeichnis

| | |
|--|------------|
| Inhaltsübersicht | iii |
| Inhaltsverzeichnis | v |
| Abbildungsverzeichnis | xv |
| Abkürzungsverzeichnis | xix |
| 1 Einleitung: Ziel der Untersuchung und Untersuchungsplan | 1 |
| 2 Wertentwicklung und Risiken von Immobilienanlagen und ihre Abbildung durch Indices. | 6 |
| 2.1 Nicht unmittelbar erkennbare Marktwerte und ihre Repräsentation durch Transaktionspreise und Gutachter-Schätzwerte | 6 |
| 2.2 Exkurs: Kursindices für Immobilien-Aktiengesellschaften und Real Estate Investment Trusts (REITs) | 9 |
| 2.3 Transaktionsbasierte Indices: Probleme bei der Abbildung von Wertentwicklungen aufgrund der Heterogenität von Immobilienanlagen..... | 11 |
| 2.4 Bewertungsbasierte Indices: Probleme bei der Abbildung von Wertentwicklungen durch Bewertungsphänomene..... | 14 |
| 2.5 Ansätze zur Identifikation der tatsächlichen Wertentwicklung von Immobilienanlagen aus alternativen Zeitreihen | 16 |
| 2.6 Die Auswahl zweier repräsentativer bewertungsbasierter Indices für die Untersuchung: Der IPD UK Monthly Capital Index (UK) und der NCREIF Appreciation Index (USA) | 18 |
| 2.7 Die Effizienz der Verarbeitung von Informationen auf Märkten und die Prognostizierbarkeit der Wertveränderungen von Anlagen..... | 25 |
| 2.7.1 Der Begriff „Informationseffizienz“ | 25 |
| 2.7.2 Die Prognostizierbarkeit der Wertveränderungen von Anlagen | 27 |
| 3 Fehlerarten bei der Abbildung der Wertentwicklung und der Risiken von Immobilienanlagen durch „Bewertungsphänomene“ | 30 |
| 3.1 Das Phänomen der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen | 30 |

| | | |
|--------------|--|----|
| 3.1.1 | Die Beschreibung des Phänomens | 30 |
| 3.1.2 | Die Modellierung bzw. Simulation des Zufallsereignisses „Bewertung“ | 32 |
| 3.2 | Die Phänomene der veralteten Bewertungen und der Saisonalität in den Bewertungen | 34 |
| 3.2.1 | Die Beschreibung der Phänomene | 34 |
| 3.2.2 | Interne und externe Bewertungen | 35 |
| 3.2.3 | Die Modellierung bzw. Simulation der Bewertungsfrequenz | 40 |
| 3.3 | Das Phänomen Appraisal-Smoothing | 47 |
| 3.3.1 | Die Beschreibung des Phänomens nach Quan und Quigley | 47 |
| 3.3.2 | Unterschiede in der optimalen Gewichtung von Informationen bei Ermittlungen der Werte einzelner Immobilien und des Gesamtwerts einer Immobilien-Population | 52 |
| 3.3.3 | Die tatsächliche Gewichtung („Gutachter-alpha“) von Informationen bei Immobilienbewertungen | 54 |
| 3.3.4 | Nutzen des Modells von Quan und Quigley bei verschiedenen Bewertungstechniken | 55 |
| 3.4 | Ergebnisse ausgewählter Studien über Auswirkungen von Bewertungsphänomenen auf die Darstellung der Wertentwicklung von Immobilienanlagen | 57 |
| 4 | Eine Monte Carlo-Studie über die Auswirkungen von Bewertungsphänomenen auf die Abbildung der Wertentwicklung und der Risiken von Immobilienanlagen | 59 |
| 4.1 | Simulationen der Zeitreihen von Marktwerten und -renditen für einzelne Immobilien und Immobilienmärkte | 59 |
| 4.2 | Die Simulation des Einflusses der Bewertungsphänomene auf die Zeitreihen von Werten für einzelne Immobilien und auf die Indices für Immobilienmärkte | 65 |
| 4.2.1 | Die Festlegung der Periodizität, in der simulierte Zeitreihen verglichen werden. | 65 |
| 4.2.2 | Die Simulation nicht-äquidistanter bzw. nicht-synchroner Bewertungszeitpunkte | 66 |

| | | |
|-------|---|-----|
| 4.2.3 | Die Simulation von veralteten Bewertungen und von saisonal unregelmäßigen Bewertungen | 69 |
| 4.2.4 | Eine Variante der Simulation nicht-äquidistanter bzw. nicht-synchroner und veralteter Bewertungen bei Annahme Weibull-verteilter Zeitabstände zwischen Bewertungszeitpunkten | 71 |
| 4.2.5 | Die Simulation des Appraisal-Smoothing | 73 |
| 4.3 | Die Gestaltung der Monte Carlo-Studien zur Analyse der Auswirkungen von Bewertungsphänomenen auf die Darstellung der Wertentwicklung und der Risiken einzelner Immobilien und von Immobilienmärkten | 75 |
| 4.3.1 | Gründe für die Durchführung von Simulationen in der Umgebung einer Monte Carlo-Studie und Allgemeines zur Gestaltung der Monte Carlo-Studien | 75 |
| 4.3.2 | Die für die Analyse ausgewählten Zeitreiheneigenschaften..... | 76 |
| 4.3.3 | Die Monte Carlo-Studien über die Fehlermöglichkeiten beim IPD UK Monthly Capital Index..... | 80 |
| 4.3.4 | Die Monte Carlo-Studien über die Fehlermöglichkeiten beim NCREIF Appreciation Index | 82 |
| 4.4 | Die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie über die Fehlermöglichkeiten beim IPD UK Monthly Capital Index (Monatsindex) | 85 |
| 4.4.1 | Die Beeinflussung der Risikodarstellung für einzelne Immobilien und für einen Immobilienmarkt durch die Bewertungsphänomene..... | 85 |
| 4.4.2 | Die Beeinflussung der Risikodarstellung für einen Immobilienmarkt durch die Bewertungsphänomene, differenziert nach Anlagehorizonten | 93 |
| 4.4.3 | Die Beeinflussung mittlerer Renditen für einzelne Immobilien und für einen Immobilienmarkt durch die Bewertungsphänomene..... | 104 |
| 4.4.4 | Verzögerungen, mit denen Wendepunkte der Marktentwicklung durch einen Monatsindex dargestellt werden | 110 |
| 4.5 | Die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie über die Fehlermöglichkeiten beim NCREIF Appreciation Index (Quartalsindex)..... | 116 |

| | | |
|-------|---|-----|
| 4.5.1 | Die Beeinflussung der Risikodarstellung für einzelne Immobilien und für einen Immobilienmarkt durch die Bewertungsphänomene..... | 116 |
| 4.5.2 | Die Beeinflussung der Risikodarstellung für einen Immobilienmarkt durch die Bewertungsphänomene, differenziert nach Anlagehorizonten | 130 |
| 4.5.3 | Die Beeinflussung mittlerer Renditen für einzelne Immobilien und für einen Immobilienmarkt durch die Bewertungsphänomene..... | 137 |
| 4.5.4 | Verzögerungen, mit denen Wendepunkte der Marktentwicklung durch einen Quartalsindex dargestellt werden..... | 147 |
| 4.6 | Die Abhängigkeit des Risikos vom Anlagehorizont: Ein Vergleich der Ergebnisse für den IPD UK Monthly Capital Index (UK) und den NCREIF Appreciation Index (USA) | 156 |
| 4.7 | Die Anwendung der Ergebnisse aus den Monte Carlo-Studien für Entscheidungen über die Zusammensetzung gemischter Portfolios aus Anlagen mehrerer Anlageklassen | 159 |
| 4.7.1 | Die Auswahl der „Analyse-Periodizitäten“ von Indices für Berechnungen von Mittelwerten, Standardabweichungen und Korrelationen | 159 |
| 4.7.2 | Ergebnisse der Analysen von Indices für den UK-Markt..... | 161 |
| 4.7.3 | Ergebnisse der Analysen von Indices für den Markt der USA..... | 165 |
| 5 | Verfahren zur Korrektur von Fehlern in bewertungsbasier-ten Indices – angewandt auf den IPD UK Monthly Capital Index und den NCREIF Appreciation Index | 168 |
| 5.1 | Eine Einteilung von Korrekturverfahren..... | 168 |
| 5.2 | Die Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren..... | 170 |
| 5.2.1 | Annahmen der Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren..... | 170 |
| 5.2.2 | Das Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren von Blundell und Ward (1987) | 171 |
| 5.2.3 | Das Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren von Firstenberg, Ross und Zisler (1988) | 175 |
| 5.2.4 | Das Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren von Fisher, Geltner und Webb (1994) | 179 |

| | | |
|-------|---|-----|
| 5.2.5 | Ein Vorschlag für ein neues Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren | 189 |
| 5.2.6 | Weitere Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren..... | 196 |
| 5.3 | Die Reverse-Engineering-Korrekturverfahren | 197 |
| 5.3.1 | Annahmen der Reverse-Engineering-Korrekturverfahren..... | 197 |
| 5.3.2 | Das Reverse-Engineering-Korrekturverfahren von Geltner (1993) | 198 |
| 5.3.3 | Das Reverse-Engineering-Korrekturverfahren von Barkham und Geltner (1994). | 205 |
| 5.4 | Das mathematisch/ökonometrische Korrekturverfahren von Bond und Hwang (2005, 2007) | 209 |
| 5.5 | Kritische Würdigung der Korrekturverfahren | 227 |
| 5.6 | Ergebnisse der Anwendung der Korrekturverfahren auf die Renditenreihen des IPD UK Monthly Capital Index (UK) und des NCREIF Appreciation Index (USA)..... | 228 |
| 5.6.1 | Die graphische Darstellung der korrigierten Indices..... | 228 |
| 5.6.2 | Die Darstellung der Risiken von Immobilienanlagen für unterschiedliche Zeithorizonte der Anlage bei verschiedenen Korrekturverfahren..... | 231 |
| 6 | Die Stabilität von Verfahren zur Korrektur bewertungsbasierter Indices | 234 |
| 6.1 | Studiendesign und Kriterien zur Beurteilung der Stabilität von Korrekturverfahren | 234 |
| 6.2 | Die Analyse unterschiedlicher Zeitreihenausschnitte des IPD UK Monthly Capital Index | 241 |
| 6.2.1 | Rollierende und wachsende Zeitfenster | 241 |
| 6.2.2 | Kennzahlen zum Standardabweichungs-Quotienten (Verhältnis der Standard- abweichung korrigierter Indexrenditen zur Standardabweichung ursprünglicher Index- renditen)..... | 241 |
| 6.2.3 | Kennzahlen zum Mittelwerts-Quotienten (Verhältnis des Mittelwerts korrigier- ter Indexrenditen zum Mittelwert ursprünglicher Indexrenditen)..... | 246 |
| 6.3 | Die Analyse unterschiedlicher Zeitreihenausschnitte des NCREIF Appreciation Index | 249 |

| | | |
|-------|--|-----|
| 6.3.1 | Rollierende und wachsende Zeitfenster | 249 |
| 6.3.2 | Kennzahlen zum Standardabweichungs-Quotienten (Verhältnis der Standardabweichung korrigierter Indexrenditen zur Standardabweichung ursprünglicher Indexrenditen)..... | 250 |
| 6.3.3 | Kennzahlen zum Mittelwerts-Quotienten (Verhältnis des Mittelwerts korrigierter Indexrenditen zum Mittelwert ursprünglicher Indexrenditen)..... | 254 |
| 6.4 | Zusammenfassung der Ergebnisse über die Stabilität der Korrekturverfahren bei einer Analyse verschiedener Zeitfenster | 257 |
| 6.5 | Die Veränderung der korrigierten Indexwerte bei Fortschreibung des Ursprungsindex am aktuellen Rand..... | 258 |
| 6.5.1 | Kennzahlen zur Messung der Veränderungen korrigierter Indices bei Fortschreibung eines Ursprungsindex..... | 258 |
| 6.5.2 | Die Fortschreibung des IPD UK Monthly Capital Index..... | 259 |
| 6.5.3 | Die Fortschreibung des NCREIF Appreciation Index | 263 |
| 6.5.4 | Zusammenfassung der Ergebnisse über die Stabilität der Korrekturverfahren bei Fortschreibungen der beiden Ursprungsindices | 267 |
| 7 | Ein Vorschlag zur Evaluierung von Korrekturverfahren für bewertungsbasierte Indices | 268 |
| 7.1 | Die Durchführung von Monte Carlo-Studien und die Berechnung von Kennzahlen zur Evaluierung von Korrekturverfahren | 268 |
| 7.2 | Ein Szenario mit Autokorrelation erster Ordnung in monatlichen Marktrenditen für einen Zeitraum von 30 Jahren (Referenzszenario) | 277 |
| 7.2.1 | Die Gestaltung der Monte Carlo-Studie..... | 277 |
| 7.2.2 | Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Monatsindex (IPD UK Monthly Capital Index-Szenario)..... | 278 |
| 7.2.3 | Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Quartalsindex..... | 290 |

| | | |
|-------|---|-----|
| 7.2.4 | Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Quartalsindex (NCREIF Appreciation Index-Szenario) | 299 |
| 7.2.5 | Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen (modelliert mit Weibull-Verteilung) und des Appraisal-Smoothing veränderten Quartalsindex..... | 308 |
| 7.3 | Ein Szenario mit Autokorrelation erster Ordnung in jährlichen Markttrenditen für einen Zeitraum von 30 Jahren..... | 317 |
| 7.3.1 | Die Gestaltung der Monte Carlo-Studie | 317 |
| 7.3.2 | Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Monatsindex (IPD UK Monthly Capital Index-Szenario)..... | 318 |
| 7.3.3 | Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Quartalsindex..... | 329 |
| 7.3.4 | Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Quartalsindex (NCREIF Appreciation Index-Szenario) | 337 |
| 7.4 | Ein Szenario mit Autokorrelation erster Ordnung in monatlichen Markttrenditen für einen Zeitraum von 50 Jahren..... | 345 |
| 7.4.1 | Die Gestaltung der Monte Carlo-Studie | 345 |
| 7.4.2 | Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Monatsindex (IPD UK Monthly Capital Index-Szenario)..... | 345 |
| 7.4.3 | Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Quartalsindex..... | 351 |
| 7.4.4 | Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Quartalsindex (NCREIF Appreciation Index-Szenario) | 356 |

| | | |
|--------------|---|-----|
| 7.5 | Ein Szenario, bei dem Annahmen des Korrekturverfahrens Fisher, Geltner und Webb (nominal returns) nicht erfüllt sind | 361 |
| 7.5.1 | Die Gestaltung der Monte Carlo-Studie | 361 |
| 7.5.2 | Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Monatsindex (IPD UK Monthly Capital Index-Szenario)..... | 362 |
| 7.5.3 | Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Quartalsindex..... | 363 |
| 7.5.4 | Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Quartalsindex (NCREIF Appreciation Index-Szenario) | 365 |
| 7.6 | Die Berücksichtigung der Ergebnisse aus der Evaluierung von Korrekturverfahren für die Analyse des IPD UK Monthly Capital Index (UK) und des NCREIF Appreciation Index (USA) | 366 |
| 7.6.1 | Die Analyse der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index | 366 |
| 7.6.2 | Die Analyse der Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index..... | 368 |
| 7.7 | Überblick über die Ergebnisse der Evaluierung von Korrekturverfahren | 371 |
| 8 | Zusammenfassung..... | 372 |
| 9 | Anhang | 375 |
| 9.1 | Exkurs: Die aus Gutachter-Schätzwerten und Transaktionsdaten von NCREIF-Immobilien (USA) errechneten Indices „Transactions Based Index“ (TBI) und „Constant Liquidity Index“ (CLI) | 375 |
| 9.2 | Ergebnisse aus den Monte Carlo-Studien zur Analyse der Auswirkungen von Bewertungsphänomenen auf die Eigenschaften von Indices bei einer Variation der Ausgangsbedingungen | 399 |
| 9.3 | Übersichtstabellen: Eigenschaften der in den Studien verwendeten und berechneten Indices | 403 |
| 9.4 | Abbildungen der ursprünglichen und der mit unterschiedlichen Verfahren korrigierten Zeitreihen NCREIF Appreciation Index und IPD UK Monthly Capital Index ... | 445 |

| | | |
|--------------|--|-----|
| 9.5 | Ergebnisse zu Standardabweichungen, Mittelwerten und Korrelationen der Renditen unterschiedlicher Zeitbereiche von Indices..... | 451 |
| 9.5.1 | Indices für UK: Rollierendes Zeitfenster..... | 451 |
| 9.5.2 | Indices für UK: Wachsendes Zeitfenster | 466 |
| 9.5.3 | Indices für die USA: Rollierendes Zeitfenster..... | 481 |
| 9.5.4 | Indices für die USA: Wachsendes Zeitfenster | 491 |
| 9.5.5 | Die Veränderung der Werte korrigierter Indices bei Fortschreibung des Ursprungsindex | 501 |
| 9.6 | Ausgewählte Abbildungen zu Mittelwerten, Standardabweichungen und Korrelationen der Renditen unterschiedlicher Zeitbereiche von Indices..... | 507 |
| | Literaturverzeichnis | 523 |
| | Verzeichnis sonstiger Quellen | 538 |

Abbildungsverzeichnis

| | |
|---|-----|
| Abbildung 1 Überblick über IPD-Indices, basierend auf dem IPD Index Guide 2011 | 22 |
| Abbildung 2 Prozentuale Anteile der neu bewerteten an allen Immobilien des NPI für die Quartale des Zeitraums vom 1. Quartal 1978 bis zum 3. Quartal 2001, differenziert nach Jahresquartalen..... | 41 |
| Abbildung 3 Prozentuale Anteile (externer) Neubewertungen von Immobilien im NCREIF-Bestand – Ein Vergleich der in Poutasse und Fisher (o. J. [2001]) sowie Geltner und Goetzmann (1998) vorgestellten Ergebnisse | 42 |
| Abbildung 4 Histogramm der prozentualen Häufigkeiten der Zeiträume in vollen Quartalen, die zwischen zwei Bewertungen einer NPI-Immobilie vergehen | 44 |
| Abbildung 5 Histogramm des Zeitintervalls (in Quartalen) zwischen zwei Bewertungen einer NPI-Immobilie..... | 46 |
| Abbildung 6 IPD UK Monthly Capital Index im Original und mit unterschiedlichen Verfahren korrigiert (31. Dezember 1986 bis 31. August 2011) | 229 |
| Abbildung 7 NCREIF Appreciation Index im Original und mit unterschiedlichen Verfahren korrigiert (Ende 4. Quartal 1977 bis Ende 2. Quartal 2011) | 230 |
| Abbildung 8 Einschätzung der Risiken von Anlagen (Aktien, Anleihen und IPD-Gewerbeimmobilien) auf dem UK-Markt für unterschiedliche Anlagehorizonte, differenziert nach Korrekturverfahren (Jan. 1987 bis Dez. 2010) | 231 |
| Abbildung 9 Einschätzung der Risiken von Anlagen (Aktien, Anleihen und NCREIF-Gewerbeimmobilien) auf dem Markt der USA für unterschiedliche Anlagehorizonte, differenziert nach Korrekturverfahren (1. Quartal 1978 bis 2. Quartal 2011) | 232 |
| Abbildung 10 Veränderung eines aus korrigierten NCREIF-Appreciation-Indexrenditen errechneten Index bei Verwendung des Korrekturverfahrens von Firstenberg et al. und sukzessiver Erweiterung des Zeitfensters um ein Quartal (NPI-Renditen aus sechs Zeitfenstern, beginnend im 1. Quartal 1979 und variierend endend in den Quartalen 4.2006 bis 1.2008) | 265 |
| Abbildung 11 Veränderung eines aus korrigierten NCREIF-Appreciation-Indexrenditen errechneten Index bei Verwendung des Korrekturverfahrens Real und sukzessiver Erweiterung des Zeitfensters um ein Quartal (NPI-Renditen aus sechs Zeitfenstern beginnend im 1. Quartal 1979 und variierend endend in den Quartalen 4.2006 bis 1.2008)..... | 266 |

| | |
|--|-----|
| Abbildung 12 Simulierte Renditen für einen Markt vor (bezeichnet als Marktrenditen) und nach (bezeichnet als Indexrenditen) Manipulation mit den den NPI beeinflussenden Phänomenen „nicht-synchrone Bewertungen“ und „veraltete Bewertungen mit Saisonalität“ und „Appraisal-Smoothing“ sowie nach Korrektur mit dem Verfahren von Bond & Hwang (2007) | 269 |
| Abbildung 13 Simulierte Renditen für einen Markt vor (bezeichnet als Marktrenditen) und nach (bezeichnet als Indexrenditen) Manipulation mit den den NPI beeinflussenden Phänomenen „nicht-synchrone Bewertungen“ und „veraltete Bewertungen mit Saisonalität“ und „Appraisal-Smoothing“ sowie nach Korrektur mit dem modifizierten Verfahren von Fisher, Geltner & Webb (1994) | 270 |
| Abbildung 14 Zeitliche Verschiebungen der Reservationspreisverteilungen von Käufern und Verkäufern verursachen variable Umsätze | 378 |
| Abbildung 15 Veränderung des Marktgleichgewichts bei stärkerer Verschiebung der Nachfrager-Reservationspreise als der Anbieter-Reservationspreise | 380 |
| Abbildung 16 NCREIF Appreciation Index als ursprüngliche Zeitreihe und mit unterschiedlichen Verfahren korrigiert (Ende 4. Quartal 1977 bis Ende 2. Quartal 2011, Ende 4. Quartal 1978 = 100)..... | 446 |
| Abbildung 17 IPD UK Monthly Capital Index als ursprüngliche Zeitreihe und mit unterschiedlichen Verfahren korrigiert (31. Dez. 1986 bis 31. Dez. 2010, 31. Dez. 1987 = 100) | 447 |
| Abbildung 18 IPD UK Monthly Capital Index als ursprüngliche Zeitreihe und mit unterschiedlichen Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren korrigiert (31. Dez. 1986 bis 31. Dez. 2010, 31. Dez. 1987 = 100)..... | 448 |
| Abbildung 19 IPD UK Monthly Capital Index als ursprüngliche Zeitreihe und mit unterschiedlichen Reverse-Engineering-Korrekturverfahren korrigiert (31. Dez. 1986 bis 31. Dez. 2010, 31. Dez. 1987 = 100)..... | 449 |
| Abbildung 20 IPD UK Monthly Capital Index als ursprüngliche Zeitreihe und mit unterschiedlichen Varianten des Korrekturverfahrens von Bond und Hwang korrigiert (31. Dez. 1986 bis 31. Dez. 2010, 31. Dez. 1987 = 100)..... | 450 |
| Abbildung 21 Annualisierte Mittelwerte für 180 Monate umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte von UK-Indices in vierteljährlicher Periodizität, differenziert nach Korrekturverfahren | 508 |

| | |
|--|-----|
| Abbildung 22 Annualisierte Standardabweichungen für 180 Monate umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte von UK-Indices in vierteljährlicher Periodizität, differenziert nach Korrekturverfahren | 509 |
| Abbildung 23 Verhältnis der Mittelwerte der korrigierten zu den Mittelwerten der ursprünglichen IPD UK Monthly Capital Indexrenditen in vierteljährlicher Periodizität für 180 Monate umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte, differenziert nach Korrekturverfahren | 510 |
| Abbildung 24 Verhältnis der Standardabweichungen der korrigierten zu den Standardabweichungen der ursprünglichen IPD UK Monthly Capital Indexrenditen in vierteljährlicher Periodizität für 180 Monate umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte, differenziert nach Korrekturverfahren..... | 511 |
| Abbildung 25 Annualisierte Mittelwerte für anfänglich 180 Monate umfassende wachsende Zeitreihenausschnitte von UK-Indices in vierteljährlicher Periodizität, differenziert nach Korrekturverfahren | 512 |
| Abbildung 26 Annualisierte Standardabweichungen für anfänglich 180 Monate umfassende wachsende Zeitreihenausschnitte von UK-Indices in vierteljährlicher Periodizität, differenziert nach Korrekturverfahren | 513 |
| Abbildung 27 Verhältnis der Mittelwerte der korrigierten zu den Mittelwerten der ursprünglichen IPD UK Monthly Capital Indexrenditen in vierteljährlicher Periodizität für anfänglich 180 Monate umfassende wachsende Zeitreihenausschnitte, differenziert nach Korrekturverfahren..... | 514 |
| Abbildung 28 Verhältnis der Standardabw. der korrigierten zu den Standardabw. der ursprünglichen IPD UK Monthly Capital Indexrenditen in vierteljährlicher Periodizität für anfänglich 180 Monate umfassende wachsende Zeitreihenausschnitte, differenziert nach Korrekturverfahren | 515 |
| Abbildung 29 Mittelwerte für 84 Quartale umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte von U.S.-Indices in jährlicher Periodizität, differenziert nach Korrekturverfahren | 516 |
| Abbildung 30 Standardabweichungen für 84 Quartale umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte von U.S.-Indices in jährlicher Periodizität, differenziert nach Korrekturverfahren | 517 |
| Abbildung 31 Verhältnis der Mittelwerte der korrigierten zu den Mittelwerten der ursprünglichen NCREIF Appreciation Indexrenditen in jährlicher Periodizität für 84 Quartale umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte, differenziert nach Korrekturverfahren..... | 518 |

| | |
|--|-----|
| Abbildung 32 Verhältnis der Standardabweichungen der korrigierten zu den Standardabw. der ursprünglichen NCREIF Appreciation Indexrenditen in jährlicher Periodizität für 84 Quartale umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte, differenziert nach Korrekturverfahren | 519 |
| Abbildung 33 Korrelationen zwischen Renditenreihen des NCREIF Appreciation Index und anderen U.S.-Indices für 84 Quartale umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte, differenziert nach Korrekturverfahren | 520 |
| Abbildung 34 Korrelationen zwischen Renditenreihen des S&P 500 Index und anderen U.S.-Indices für 84 Quartale umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte, differenziert nach Korrekturverfahren | 521 |
| Abbildung 35 Korrelationen zwischen Renditenreihen des Barclays Bonds Index und anderen U.S.-Indices für 84 Quartale umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte, differenziert nach Korrekturverfahren | 522 |

Abkürzungsverzeichnis

| | |
|-----------|---|
| ADF | : Augmented Dickey-Fuller-Test (Erweiterter Dickey-Fuller-Test) |
| AIC | : Akaike Information Criterion (Akaike Informationskriterium) |
| AR | : Autoregressive (Modelle) |
| ARFIMA | : Autoregressive fraktional integrierte Moving Average (Modelle) |
| ARMA | : Autoregressive Moving-Average (Modelle) |
| BG | : Die Studie bzw. das Korrekturverfahren von Barkham und Geltner (1994) |
| BIC | : Bayes Information Criterion (Bayes Informationskriterium) |
| BW | : Die Studie bzw. das Korrekturverfahren von Blundell und Ward (1987) |
| CPI | : Consumer Price Index (Konsumentenpreisindex) |
| E | : Erwartungswert |
| EAI | : Evaluation Associates Index |
| F | : Fußnote |
| FGW | : Die Studie bzw. das Korrekturverfahren von Fisher, Geltner und Webb (1994) |
| FRZ | : Die Studie bzw. das Korrekturverfahren von Firstenberg, Ross und Zisler (1988) |
| G | : Die Studie bzw. das Korrekturverfahren von Geltner (1993) |
| IPD | : 1. Investment Property Databank Ltd., 2. Der von IPD publizierte IPD UK Monthly Capital Index |
| k. A. | : keine Angabe |
| MA | : Mittlere Abweichung (bzw. Veränderung) |
| MAA | : Mittlere absolute Abweichung (bzw. Veränderung) |
| MC-Studie | : Monte Carlo-Studie |
| NCREIF | : National Council of Real Estate Investment Fiduciaries |
| NPI | : 1. NCREIF Property Index, 2. NCREIF Appreciation Index (die Wertänderungskomponente des NPI) |
| PP | : Phillips-Perron-Test |
| REIT | : Real Estate Investment Trust |
| RN/RNI | : Der Russell-NCREIF-Index (ist der Vorgängerindex des NPI) |
| SD | : Standard Deviation (Standardabweichung) |
| Std. Abw. | : Standardabweichung |
| TBI | : Transactions Based Index |
| UK | : United Kingdom |
| U.S. | : United States |
| USA | : United States of America |
| VAR | : 1. Variance (Varianz), 2. Vektor-Autoregressive Prozesse bzw. Modelle |
| WMQA | : (Quadrat-)Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung (bzw. Veränderung) |

1 Einleitung: Ziel der Untersuchung und Untersuchungsplan

Marktwerte von privat gehandelten Anlagegütern wie Immobilien sind in der Realität nicht direkt erkennbar, werden aber durch Transaktionspreise oder geschätzte Marktwerte (d. h. Schätzwerte) repräsentiert. Indices zur Darstellung der Wertentwicklung von Gewerbeimmobilien werden aufgrund der geringen Anzahl an Transaktionsdaten gewöhnlich aus Gutachter-Schätzwerten errechnet. Bei den Bewertungen von Immobilien durch Gutachter entstehen aber offenbar systematische Fehler, so dass die Zeitreihen von Schätzwerten für einzelne Immobilien und sog. „bewertungsbasierte“ Indices für Immobilienmärkte nicht die tatsächlichen Wertentwicklungen (d. h. Entwicklungen von Marktwerten) und Risiken der Immobilienanlagen widerspiegeln. Diese systematischen Fehler (sog. „Biases“) stehen im Zusammenhang mit teilweise unvermeidbaren „Bewertungsphänomenen“ unterschiedlicher Arten, die in der Literatur bisher oft auch als „Glättungsphänomene“ bezeichnet wurden. Der Begriff „Glättung“ wird in der Literatur verwendet, da die Phänomene im Verdacht stehen, die Volatilität (als Risikomaß für ein Investment) der Renditen einer Zeitreihe von Schätzwerten bzw. eines bewertungsbasierten Index zu glätten, d. h. zu reduzieren.

Für einen Hauptteil der Arbeit wurden Untersuchungen durchgeführt, um die Auswirkungen der Bewertungsphänomene auf die Darstellungen der Wertentwicklungen und der Risiken von Immobilienanlagen zu ermitteln. Insbesondere wurde auch die Abbildung der Risiken von Immobilienanlagen für unterschiedliche Anlagehorizonte durch bewertungsbasierte Indices analysiert.

In den Untersuchungen wurden Zeitreihen von Marktwerten für eine Population von Immobilien bzw. einen Immobilienmarkt mittels stochastischer Prozesse simuliert. Anschließend wurden die Zeitreihen manipuliert, um die im Zuge der Bewertungen von Immobilien und Berechnungen von Indexwerten entstehenden Fehler unterschiedlicher Arten nachzubilden. Die veränderten Zeitreihenwerte für die einzelnen Immobilien sollen deren Gutachter-Schätzwerten entsprechen. Durch Querschnittsaggregationen der Werte für die einzelnen Immobilien werden auch Werte für die Ebene eines gesamten Markts bzw. für einen bewertungsbasierten Index nachgestellt. Aus Vergleichen der Eigenschaften (insbesondere Standardabweichungen und Mittelwerten) ursprünglicher und veränderter

Zeitreihen werden Erkenntnisse über die Auswirkungen der Bewertungsphänomene unterschiedlicher Arten auf diese erzielt. Die Simulationen der Zeitreihen mittels stochastischer Prozesse wurden viele Male wiederholt durchgeführt (sog. „Monte Carlo“-Studie); die Ergebnisse aus den einzelnen Versuchsdurchläufen wurden gesammelt und Verteilungen für diese errechnet.

In mehreren Monte Carlo-Studien wurden Szenarien für verschiedene Ausprägungen und Kombinationen von Bewertungsphänomenen unterschiedlicher Arten durchgespielt, die gemeinsam eine Zeitreihe für eine einzelne Immobilie oder einen Index für einen Markt verändern können. Insbesondere wurden Monte Carlo-Studien durchgeführt, für die die Fehlersituationen beim IPD UK Monthly Capital Index und beim NCREIF Appreciation Index simuliert wurden. Für die Fehlerkombinationen (d. h. Kombinationen von Bewertungsphänomenen) im „IPD-Szenario“ wurden aus einer Monte Carlo-Studie Ergebnisse erhalten, die auf eine Reduktion der Standardabweichung der Renditen des IPD UK Monthly Capital-Index um 19,6 bis 43,1 Prozent gegenüber der Standardabweichung der Markttrenditen hindeuten. Für das Fehlerszenario des NCREIF Appreciation Index wurden in Simulationsdurchläufen einer Monte Carlo-Studie Reduktionen der Renditenvolatilität um 54,6 bis 72,3 Prozent errechnet. Diese Ergebnisse wurden verwendet, um aus der annualisierten Standardabweichung der monatlichen IPD-Indexrenditen i.H.v. 4,05 Prozent für den Untersuchungszeitraum 1987 bis 2010 eine Intervallschätzung der annualisierten Standardabweichung der IPD-Markttrenditen zwischen 5,04 Prozent und 7,12 Prozent zu errechnen. Analog wird zu der annualisierten Standardabweichung der vierteljährlichen NPI-Indexrenditen i.H.v. 4,48 Prozent für den Untersuchungszeitraum 1980 bis 2010 eine annualisierte Standardabweichung für die NPI-Markttrenditen i.H.v. 9,87 Prozent bis 16,17 Prozent geschätzt.

Für die Arbeit wurden zusätzlich Anlagerisiken auf Märkten von Gewerbeimmobilien differenziert nach Anlagehorizonten untersucht. Die Ergebnisse aus Monte Carlo-Studien zeigen, dass der verzerrende Einfluss der Bewertungsphänomene auf die Indexrenditen in höherer Periodizität der Analyse einer Zeitreihe schwächer wird. Daher ist für mittel- bis langfristige Anlagezeiträume eine genauere Einschätzung der Anlagerisiken aus den Indexrenditen möglich als für kurzfristige Anlagezeiträume. Außerdem wird die Autokorrelation in den Markttrenditen selbst mit zunehmender Periodenlänge verringert.

Dies ermöglicht zusätzlich eine verbesserte Einschätzung der Anlagerisiken für längere Anlagehorizonte. Ein gegenläufiger Effekt resultiert aus der Abnahme der für Zeitreihenanalysen verfügbaren Indexrenditen für längere Anlagezeiträume. Dieser Effekt bewirkt isoliert betrachtet eine tendenziell schlechtere Prognostizierbarkeit der Risiken für längere Anlagezeiträume. Zusammen bewirken die drei Effekte, dass aus den Renditen bewertungsbasierter Indices genaueste Prognosen von Anlagerisiken für mittelfristige Anlagehorizonte erstellt werden können.

Ein weiterer Schwerpunkt der Arbeit besteht in der Evaluierung der in den vergangenen 25 Jahren in der wissenschaftlichen Literatur vorgeschlagenen Korrekturverfahren für bewertungsbasierte Indices. Aus der Anwendung eines Korrekturverfahrens auf die Renditen eines bewertungsbasierten Index soll eine Renditenreihe erzielt werden, die möglichst genau der Renditenreihe der nicht erkennbaren Marktwerte entspricht.

In der Arbeit werden die Korrekturverfahren vorgestellt und sinnvolle Modifikationen diskutiert. Die Korrekturverfahren werden auf die Zeitreihen der weithin bekannten Indices IPD UK Monthly Capital Index für UK-Gewerbeimmobilien und NCREIF Appreciation Index für Gewerbeimmobilien auf dem Markt der USA angewendet. Die Ergebnisse für die verschiedenen Korrekturverfahren werden einander gegenübergestellt. Aus der Anwendung der Verfahren auf den IPD bzw. NPI werden sehr unterschiedliche korrigierte Indices erhalten, die nicht alle zugleich die tatsächlichen Wertentwicklungen auf den entsprechenden Märkten abbilden können. Daher wird vermutet, dass der überwiegende Teil der Verfahren nicht für eine Korrektur bewertungsbasierter Indices geeignet ist, d. h. nicht zu einer Gewinnung der tatsächlichen Marktwerte beitragen kann.

Außerdem werden Ergebnisse einer Untersuchung vorgestellt, in der überprüft wurde, ob aus der Anwendung eines Korrekturverfahrens auf unterschiedliche Zeitreihenbereiche der beiden genannten Indices stabile Ergebnisse erzielt werden. Für einige Korrekturverfahren werden nach mehreren Kriterien keine stabilen Ergebnisse für die unterschiedlichen Zeitfenster erhalten. Diese instabilen, teilweise stark variierenden Ergebnisse für sich teilweise überschneidende Zeitreihenbereiche sind jedoch unplausibel für ein funktionierendes Korrekturverfahren.

Um die Korrekturverfahren zu evaluieren, wurden weitere Untersuchungen mit der Monte Carlo-Methode durchgeführt. Dazu wurden wieder Zeitreihen von Marktwerten und

Gutachter-Schätzwerten simuliert, deren Abweichungen über Biases – verursacht durch die verschiedenen „Glättungsphänomene“ - hergestellt wurden. Indices wurden wieder durch Querschnittsaggregation der Zeitreihen für einzelne Immobilien gebildet. Die Korrekturverfahren wurden jeweils auf die simulierten Indexrenditen angewendet und die korrigierten Indexrenditen mit den ursprünglichen Marktrenditen verglichen. An ein ideales Korrekturverfahren wurde die Anforderung gestellt, dass die korrigierten Indexrenditen mit den Marktrenditen übereinstimmen. Da dieses Ergebnis für keines der Korrekturverfahren erhalten wurde, wurden weitere abgeschwächte Anforderungen an ein funktionierendes Korrekturverfahren gestellt: Ein Verfahren wird als geeignet zur Korrektur von Indexrenditen evaluiert, wenn die korrigierten Indexrenditen weniger stark als die ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen für den Gesamtmarkt abweichen. Zusätzlich wird ein Korrekturverfahren als geeignet evaluiert, wenn zumindest die Volatilität der korrigierten Indexrenditen weniger stark als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen abweicht. Aus Monte Carlo-Studien wurden die folgenden Ergebnisse erhalten: In einem signifikanten Anteil der Simulationsdurchläufe einer Monte Carlo-Studie wurden „korrigierte“ Indexrenditen errechnet, die noch stärker als die ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen abweichen. Entsprechende Ergebnisse wurden für die Standardabweichungen erhalten. Es wird resümiert, dass im konkreten Anwendungsfall starke Unsicherheit darüber besteht, ob mittels eines Korrekturverfahrens eine Annäherung der Indexrenditen an die Marktrenditen erreicht wird oder eine weitere Entfernung verursacht wird. Daher sollten die originalen und keine „korrigierten“ Indexrenditen (die in der Arbeit auch als „ursprüngliche“ Indexrenditen bezeichnet werden) für eine Einschätzung der Risiken von Immobilienanlagen verwendet werden.

Es wird die Schlußfolgerung gezogen, dass die Volatilitäten der originalen Indexrenditen eines bewertungsbasierten Index für die Einschätzung von Anlagerisiken verwendet werden sollten. Insbesondere für kurzfristige Anlagehorizonte sind aus den originalen Indexrenditen aber eher Intervallschätzungen als Punktschätzungen der Risiken möglich.

Der weitere Aufbau der Arbeit ist wie folgt:

Im zweiten Abschnitt wird auf Wertkonzepte sowie Möglichkeiten der Abbildung von Wertentwicklungen und Risiken von Immobilienanlagen eingegangen. Insbesondere werden

die Schwierigkeiten erläutert, die mit Konstruktionen von Wertänderungsindices für Immobilienmärkte aus Transaktionsdaten und Schätzwerten verbunden sind. Außerdem werden die von den Institutionen Investment Property Database Ltd. (IPD) und National Council of Real Estate Investment Fiduciaries (NCREIF) publizierten bewertungsbasierten Indices vorgestellt. Weiterhin wird auf den Begriff der „Informationseffizienz“ eingegangen, der u. a. für die Korrekturverfahren eine Rolle spielt sowie für die Prognostizierbarkeit von Markttrenditen und von Anlagerisiken verschiedener Anlagehorizonte relevant ist.

Im dritten Abschnitt werden Phänomene beschrieben, die eine Veränderung der Volatilität von Renditenreihen bewertungsbasierter Indices gegenüber der Volatilität von Renditenreihen der tatsächlichen (querschnittsaggregierten) Marktwerte von Immobilien verursachen.

Im vierten Abschnitt werden die Gestaltung und die Ergebnisse von Monte Carlo-Studien beschrieben, mittels derer die Auswirkungen der Phänomene unterschiedlicher Arten auf die Standardabweichung (als Risikomaß) und andere Zeitreiheneigenschaften bewertungsbasierter Indices analysiert wurden.

Fünftens werden die in der Literatur vorgeschlagenen Korrekturverfahren für bewertungsbasierte Indices, Modifikationen dieser und die Ergebnisse aus ihrer Anwendung vorgestellt. Sechstens werden die Gestaltung und die Ergebnisse einer Untersuchung über die Stabilität von Korrekturverfahren vorgestellt. Dazu werden die Korrekturverfahren auf unterschiedliche Zeitfenster einer Zeitreihe angewandt.

Im siebten Abschnitt werden die Gestaltung und die Ergebnisse von Monte Carlo-Studien vorgestellt, mit deren Hilfe untersucht wurde, ob durch die Anwendungen von Korrekturverfahren auf die Renditenreihe eines bewertungsbasierten Index die wahren Markttrenditen gewonnen werden.

Nach einer Zusammenfassung der Ergebnisse aus den Untersuchungen werden im Anhang die Konstruktionsweise sowie Ergebnisse von Analysen des „Transactions Based Index“ (TBI) von NCREIF vorgestellt. Daraus werden ebenfalls Anhaltspunkte für die Beurteilung der Wertentwicklung und Risiken von U.S.-Gewerbeimmobilien gewonnen. Diese dienen für einen Vergleich mit den Ergebnissen aus der Anwendung der Korrekturverfahren. Weiterhin werden im Anhang Übersichtstabellen und Abbildungen zu den Ergebnissen aus den Untersuchungen angeboten.

2 Wertentwicklung und Risiken von Immobilienanlagen und ihre Abbildung durch Indices

2.1 Nicht unmittelbar erkennbare Marktwerte und ihre Repräsentation durch Transaktionspreise und Gutachter-Schätzwerte

Der Marktwert eines (Anlage-)Guts wird häufig definiert als der Transaktionspreis, der für das Gut erwartungsgemäß realisiert wird:

- Geltner und Miller (2001, S. 229) nehmen folgende Definition vor: *„Market value [...] is by definition the price at which the property is expected to sell in the current asset market.”*
- Fisher et al. (2003, S. 4 f.) erklären: *„[...] in the real estate appraisal profession, market value is defined simply as the expected transaction price as of a given point in time, assuming reasonable exposure to the market. Market value in this framework is the probabilistic mean of the distribution of potential transaction prices for the asset as of the current time. But, this value, estimated (in principle) from the mean of a contemporaneous transaction price distribution of assets (adjusted for quality differences), does not account for variations in the ease of selling the property or marketing time.”*
- Clayton et al. (2001, S. 340, F. 7) erklären: *„‘Market value’ in the context of the private real estate asset market (where unique, whole assets are infrequently traded), is defined conceptually as the ex ante mean of the transaction price distribution for the subject property as of a given point in time. In common parlance, it is the ‘most likely sale price’ of the property assuming a willing seller and an informed buyer.”*
- Geltner und Ling (2006, S. 416) erklären: *„The market value of a property is frequently defined in real estate as the ‘most likely’ (or the expected) transaction price of the property, as of a given point in time. It may therefore be thought of as the mean of the ex ante transaction price probability distribution as of the stated date. Market value is therefore the opportunity cost of holding onto the property rather than selling. “*

Obwohl angenommen werden kann, dass für jede Anlage zu jedem Zeitpunkt ein Marktwert existiert, ist dieser nicht direkt erkennbar.¹ Beobachtbar sind Transaktionspreise.² Sie werden jedoch nur in den Zeitpunkten ermittelt, in denen auch Anlagen gehandelt werden. Kurse sind Transaktionspreise für Wertpapiere wie z. B. Aktien und Anleihen, die an Börsen (bzw. öffentlichen Handelsplätzen) im Rahmen von Auktionsverfahren festgestellt werden. Der an einem bestimmten Zeitpunkt zwischen den Transaktionsparteien vereinbarte Transaktionspreis für eine Anlage kann von dem korrespondierenden Marktwert abweichen. Abweichungen resultieren aus der unvollkommenen Information von Marktteilnehmern über den Marktwert und werden aber auch bewusst in Kauf genommen.

Schätzwerte für Immobilien werden gewöhnlich im Rahmen von Bewertungsprozessen durch Gutachter ermittelt. Die Gutachter-Schätzwerte als geschätzte Marktwerte können von ihren jeweils zugrunde liegenden tatsächlichen Marktwerten rein zufällig oder systematisch durch Schätzfehler abweichen.³

Insgesamt kann festgestellt werden, dass sich die Wertkonzepte Marktwert, Transaktionspreis und Schätzwert unterscheiden und dass diese Werte für eine (Immobilien-)Anlage in einem Zeitpunkt nicht unbedingt übereinstimmen müssen.

Für die Berechnung von Indices zur Abbildung der Wertentwicklungen von Anlagen einer bestimmten Anlageklasse (z. B. Aktien, Anleihen oder Immobilien) auf einem (räumlich) abgegrenzten Markt (z. B. eines Landes) wäre es wünschenswert, die Marktwerte von Anlagen zu kennen. Da Marktwerte nicht direkt erkennbar sind, wird an ihrer Stelle für die

¹ Beispielsweise schreiben auch Clayton et al. (2001, S. 340) über „(unobservable, true) contemporaneous market values“.

² Geltner und Ling (2006, S. 416) erklären: „Transaction prices and appraised valuations (or ‘appraisals’) are empirically observable values, but occur and exist only when a property transacts or is appraised. In contrast, market values are conceptual constructs, also referred to as ‘true value.’ Market value exists for each property at each point in time, although any given property’s (or a portfolio of properties’) market value generally changes continuously through time because information arrives continually that is relevant to property values.“

³ Geltner und Ling (2006, S. 417) erklären: „The difference between a given appraised value and the (unobservable true) market value is called ‘appraisal error,’ although there is no implication that the appraiser has exhibited any incompetence, negligence, or impropriety.

Although appraised values are dispersed around the underlying true values, unlike transaction price dispersion, the appraisal value dispersion is not necessarily centered on the true value. [...] Such bias may result from very rational behavior on the part of the appraiser given the nature of the empirical information available in the real estate market.“

Berechnungen von Indices häufig auf Transaktionspreise bzw. Kurse zurückgegriffen. Über deren Eignung für Berechnungen von Indices lässt sich Folgendes annehmen: Auf öffentlichen Märkten, wie z. B. Börsen, treten eine Masse von Marktteilnehmern auf, die durch ihre Gebote die Kurse beeinflussen. In die Kursbildung für ein Wertpapier fließen daher die Informationen einer Masse von Marktteilnehmern ein, und es kann erwartet werden, dass Kurse aufgrund des hohen Informationsgehalts eher nur geringfügig von ihren korrespondierenden Marktwerten abweichen. Daher sind Kurse als Substitute für Marktwerte von Aktien für Berechnungen der Werte von Aktienindices geeignet.⁴ Im Gegensatz zu börsengehandelten Wertpapieren sind Immobilien aufgrund ihres Standorts eher für regional auftretende Anbieter und Nachfrager von Interesse und werden privat gehandelt. In die Preisbildung für eine Immobilie fließen daher nur die Informationen der Käufer(-gruppe) und Verkäufer(-gruppe) ein. Es ist daher bei Immobilienmärkten eher als bei Aktienmärkten mit einer (insbesondere auch rein zufälligen) stärkeren Abweichung der Transaktionspreise von ihren korrespondierenden Marktwerten zu rechnen.⁵ Neben unvollkommenen Informationen können auch rationale Überlegungen der Transaktionspartner Abweichungen zwischen dem vereinbarten Transaktionspreis und dem wahren Marktwert einer Immobilie verursachen. Beispielsweise können unterschiedliche Anleger einen unterschiedlichen wirtschaftlichen Nutzen aus einer Immobilie ziehen, so dass ihre individuelle Bewertung von dem allgemeinen Marktwert abweicht. Darüber hinaus spielen bei Gütern, die nicht oder nicht nur als Vermögensanlagen dienen, auch außerökonomische Einflüsse (persönliche, psychologische, gesellschaftliche, etc.) eine Rolle für die Kaufbereitschaft und Verkaufsbereitschaft der Marktteilnehmer.

⁴ Geltner und Ling (2006, S. 416 f.) erklären: „*Market value should also closely approximate the actual transaction price in a highly liquid, dense market where homogeneous assets are frequently bought and sold by numerous buyers and sellers, such as the trading of equity shares in the stock market. In such an environment, market values represent ‘market clearing prices’ at which the number of buyers equals the number of sellers for homogeneous, divisible assets.*”

⁵ Geltner und Ling (2006, S. 417) erklären: „*In private real estate markets, market values are not empirically observable, unlike transaction prices or appraised values. This is because whole assets must be bought and sold, and these ‘lumpy’ assets are unique and infrequently traded, and exchanged in a private transaction between two parties. [...]*

[The] difference between the observable transaction price and the unobservable true value is often referred to as ‘transaction price noise,’ or ‘transaction price error.’ “

Die Standardisierung der kursrelevanten Eigenschaften börsengehandelter Aktien einer Aktiengesellschaft erleichtert nicht nur ihre Handelbarkeit, sondern auch die Berechnung der Werte von Aktienindices. Teilweise werden Aktienkurse während der Handelszeiten an Börsen (nahezu) permanent ermittelt.⁶ Obwohl Aktienindices teilweise nur aus den Kursbewegungen der Aktien von relativ wenigen Aktiengesellschaften errechnet werden, werden sie von vielen Marktteilnehmern als repräsentativ für den gesamten Aktienmarkt angesehen.⁷ Für die Erstellung von Indices zur Abbildung der Wertentwicklungen auf den Immobilienmärkten eines Landes werden dagegen Daten von mehreren tausend Immobilien verwendet. Dennoch wird von den Index-berechnenden bzw. -publizierenden Institutionen teilweise nur eine geringe Marktabdeckung für Indexportfolios angegeben. D. h., dass die durchschnittliche Entwicklung der Werte der für die Indexberechnung verwendeten Immobilien nicht repräsentativ für die durchschnittliche Wertentwicklung aller Immobilien auf dem gesamten Markt eines Landes ist.⁸

2.2 Exkurs: Kursindices für Immobilien-Aktiengesellschaften und Real Estate Investment Trusts (REITs)

Um Informationen über die Wertentwicklungen auf Immobilienmärkten zu erhalten, könnten zunächst die Kursentwicklungen börsengehandelter Anteilsscheine von Immobilien-Aktiengesellschaften oder Real Estate Investment Trusts (REITs) betrachtet werden.⁹ Doch es bestehen Zweifel, dass diese Wertentwicklungen auf Immobilienmärkten repräsentativ widerspiegeln. In diesem Zusammenhang erklären Maurer et al. (2000, S. 18): „[Es] wird

⁶ Dies gilt insbesondere für sog. „Blue Chips“. Das sind Aktien von Unternehmen, deren Marktkapitalisierungen und Börsenhandelsvolumina hoch sind. Die Kurse dieser Aktien fließen häufig in die Berechnungen der Zeitreihenwerte von Kursindices ein, die als repräsentativ für die Wertentwicklung auf dem Aktienmarkt eines Landes angesehen werden.

⁷ Es werden zahlreiche Aktienindices u. a. nach Branchen und Ländern errechnet, die eine sehr unterschiedliche Aussagekraft und Repräsentativität haben.

⁸ Vgl. die Angaben zur Marktabdeckung in Abbildung 1.

⁹ Real Estate Investment Trusts (REITs) sind Gesellschaften, deren Geschäftstätigkeiten sich (nahezu) ausschließlich auf Immobilien beziehen (dürfen). An diese Gesellschaftsform sind zum einen Auflagen für die Firmen geknüpft, zum anderen erhalten REITs aber auch einen besonderen Status, der u. a. mit Steuerbefreiungen bei bestimmten Steuerarten verbunden ist. Vgl. auch Geltner et al. (2007) zu REITs.

versucht, die Rendite am Immobilienmarkt durch die Wertentwicklung der Anteile von börsengehandelten Immobilien-Aktiengesellschaften abzubilden. Es wird also eine hohe Korrelation zwischen der Entwicklung des Börsenwerts der Aktienanteile und dem Wert der im Gesellschaftsbesitz befindlichen Immobilien unterstellt. Um die Einflüsse durch andere Geschäftstätigkeiten zu vermeiden, sollten idealerweise nur solche Gesellschaften in die Indexberechnung einbezogen werden, die ausschließlich als Immobilien-Bestandshalter agieren. Allerdings liegen in der Praxis solche reinen Bestandshalter nur selten vor. Viele Immobiliengesellschaften sind ebenfalls als Projektentwickler oder Bauträger tätig, operieren in relevantem Umfang mit Fremdkapital und sind teilweise auch in immobilienfremden Geschäftsbereichen tätig.“

Außerdem schreiben Maurer et al. (2000, S. 20): *„Immobilienindizes auf der Basis von Immobilienaktien haben den Vorteil der technisch einfachen Konstruktionsform. [...] Die Verwendung von (i.d.R. öffentlich zugänglichen) Kapitalmarktdaten vermeidet [...] Schätzprobleme und erlaubt eine direkte Vergleichbarkeit mit den üblichen Indexrepräsentanten für Aktien- und Anleihemärkte.“* Und Maurer et al. (2000, S. 20 f.) erklären: *„Allerdings wird in der Literatur angezweifelt, ob derartige Aktienindizes tatsächlich die Rendite des von den Gesellschaften gehandelten Immobilienportefeuilles widerspiegeln. So ergab eine Überprüfung wesentlicher finanzwirtschaftlicher Eigenschaften (Inflationshedge, Diversifikationspotential) eines Portefeuilles aus deutschen Immobilienaktiengesellschaften, daß diese gewöhnlich nicht mit den entsprechenden Eigenschaften von Immobilienanlagen korrespondieren. [An dieser Stelle verweisen Maurer et al. (2000, S. 21, F. 35) auf Maurer und Sebastian (1999).] Als Ursachen werden vor allem folgende Argumente ins Feld geführt: Damit Immobilienaktiengesellschaften einen guten Indikator für den Immobilienmarkt darstellen, wäre es notwendig, daß Immobilienaktiengesellschaften nur nach den gehaltenen Immobilien bewertet werden. Die Unvollständigkeit der Informationen über den Immobilienbestand der Gesellschaften bedingt jedoch, daß die auf dem Markt tätigen Analysten Immobiliengesellschaften mangels anderer Information mit den gleichen Modellen und Parametern bewerten wie andere Aktiengesellschaften. [An dieser Stelle verweisen Maurer et al. (2000, S. 21, F. 36) auf Bender et al. (1994, S. 524).] Auch ist anzunehmen, daß eine Beurteilung des Managements der Gesellschaft in die Kursbildung mit einfließt.“*

Fisher et al. (1994, S. 153) erklären über Kursindices von Real Estate Investment Trusts (REITs): *„As REIT shares, by virtue of their being traded in small denominations on public*

exchanges, are always liquid, the values traced out by a REIT-based index will have the constant-liquidity that characterizes what we are defining as a market value index.[.] But REIT values derive from a very different type of market structure than that in which the private property markets operate, and because of this difference REIT prices are also transaction prices. Securities markets, with their double-auction format, great liquidity, and the large role played by small individual investors, exhibit behavior patterns that differ notably from commercial property markets where transactions occur in private deals between large institutional investors.”

Clayton et al. (2001, S. 339) erklären: „*The REIT market is only an imperfect proxy because firm-level (i.e., REIT management) effects, such as firm capital structure, as well as development and trading of properties, as well as the holding of different types of properties, muddy the waters of any comparison of REIT and private property market returns.*”

In der Vergangenheit wurde versucht, Informationen über (reine) Wertentwicklungen auf Immobilienmärkten aus Zeitreihen von Kursindices zu isolieren.¹⁰ Es ist jedoch fraglich, ob eine vollständige und ausschließliche Eliminierung der für die Abbildung der Wertentwicklung auf einem Immobilienmarkt in den Zeitreihen von Kursindices enthaltenen überflüssigen Informationen gelingen kann. Angesichts der plausibel erscheinenden Bedenken gegenüber Kursindices ist die Berechnung eigenständiger Indices für diese Anlageklasse sinnvoll.

2.3 Transaktionsbasierte Indices: Probleme bei der Abbildung von Wertentwicklungen aufgrund der Heterogenität von Immobilienanlagen

Aufgrund der Heterogenität von Immobilien ist grundsätzlich bei der Berechnung sog. „transaktionsbasierter“ Indices auch eine Berücksichtigung von Qualitätsunterschieden zwischen den Immobilien erforderlich, da die Qualität der in unterschiedlichen Perioden gehandelten Immobilien (stark) variieren kann. Ein Index soll jedoch nur die um Qualitätsunterschiede bereinigten Wertentwicklungen auf einem Immobilienmarkt widerspiegeln.

¹⁰ Beispielsweise schlägt Geltner (1993b, S. 334) vor, den Leverage-Effekt aus den Renditen des NAREIT-Index, der die Kurse von börsengehandelten REIT-Anteilen widerspiegelt, herauszurechnen.

Aus den Preisunterschieden zwischen den zu verschiedenen Zeitpunkten gehandelten Immobilien sind daher die qualitätsbedingten Preisunterschiede zu eliminieren. Dafür sind neben den Transaktionspreisen weitere Informationen über die einzelnen Immobilien erforderlich.

In der Literatur werden Hedonische Verfahren und Repeat Sales-Verfahren und sogar hybride Verfahren (aus den beiden erstgenannten) zur Handhabung qualitativer Unterschiede zwischen den Immobilien bei den Berechnungen von Indices für Immobilienmärkte vorgeschlagen.¹¹

Bei den Hedonischen Verfahren werden in einem Preisgleichungsmodell die Transaktionspreise der Immobilien auf ihre hedonischen (d. h. wertrelevanten) Eigenschaftsausprägungen regressiert. Dabei werden in ein Regressionsmodell teilweise auch Dummy-Variablen für die Handelszeitpunkte (d. h. die Perioden, in die die Handelszeitpunkte fallen) der Immobilien aufgenommen. Die geschätzten Werte der Regressionskoeffizienten der Dummy-Variablen sollen die zeitlich bedingten Preisunterschiede auf dem betrachteten Immobilienmarkt widerspiegeln. In einer anderen Variante des Hedonischen Verfahrens werden für die einzelnen Perioden(-endzeitpunkte), für die Indexwerte errechnet werden, eigenständige Preisgleichungsmodelle mit hedonischen Variablen geschätzt. Bei dieser Variante eines Hedonischen Verfahrens können aus den Regressionsmodellen für die unterschiedlichen Perioden variierende Werte für die Regressionskoeffizienten der hedonischen Variablen

¹¹ Gatzlaff und Geltner (1998a, S. 4), die einen transaktionsbasierten Index für einen Markt von Gewerbeimmobilien mit der Repeat Sales-Methode errechnen, geben an, dass diese Methode zuerst von Bailey et al. (1963) für die Berechnung von Immobilienpreisindices vorgeschlagen wurde.

Gatzlaff und Geltner (1998a, S. 4, F. 3) berichten auch, dass nach ihrer Kenntnis Fisher et al. (1994) einen hedonischen Index für die Gewerbeimmobilien der NCREIF-Datenbasis errechnet haben.

Auch Geltner und Pollakowski (2007) behandeln transaktionsbasierte Indices für Märkte von Gewerbeimmobilien.

Gatzlaff und Holmes (2011) untersuchen, ob Preisindices für Märkte von Gewerbeimmobilien auf der Grundlage von Informationen aus Steuerunterlagen für Immobilien erstellt werden können.

Clapham et al. (2004) betrachten die Hedonische und die Repeat-Sales-Methode unter dem Gesichtspunkt der Stabilität bei einer Indexrevision aufgrund neuer Informationen. Case et al. (1991, S. 287) vergleichen die Hedonische Methode, die Repeat-Sales-Methode und eine hybride Methode zur Berechnung von Preisindices für Märkte von Wohnimmobilien. Case et al. (1991, S. 286 f.) behaupten, dass mit der Anwendung der hybriden Methode von Case und Quigley (1991) Ursachen von Biases und Ineffizienzen vermieden werden, die mit den Hedonischen und Repeat-Sales-Methoden verbunden sind.

geschätzt werden. Damit wird berücksichtigt, dass die Wertschätzungen einzelner hedonischer Merkmale im Zeitverlauf Änderungen unterliegen können. Jedoch ist für die Schätzung eines eigenständigen Regressionsmodells für jede einzelne Periode, für die ein Indexwert errechnet wird, auch eine ausreichend hohe Anzahl an Transaktionsdaten erforderlich. Diese liegen nicht immer vor.

Beim Repeat Sales-Verfahren werden nur Transaktionspreise der Immobilien für die Indexberechnung verwendet, die während des Zeitraums, für den der Index errechnet wird, mindestens zweimal gehandelt wurden. Aus den Transaktionspreisen für eine einzelne Immobilie können dann (Mehrperioden-)Renditen für die Zeiträume zwischen jeweils zwei unmittelbar aufeinander folgenden Transaktionszeitpunkten errechnet werden. Die Konstanzhaltung der (Durchschnitts-)Qualität der gehandelten Immobilien über die Zeit bei der Berechnung eines Index ist nach Annahme gewährleistet, wenn die wiederholt gehandelten Immobilien nicht zwischenzeitlich (z. B. durch Umbauten) verändert wurden.¹² Mit dem Verfahren der Regressionsanalyse werden die Renditen des „Gesamtmarkts“ bzw. eines Repeat-Sales-Index für die einzelnen Perioden aus den (teilweise) periodenübergreifenden Renditen der einzelnen Immobilien errechnet.¹³

Hybride Verfahren zur Indexberechnung beinhalten sowohl Elemente von Hedonischen als auch von Repeat Sales-Verfahren. Teilweise wurden in der Vergangenheit auch Werte transaktionsbasierter Indices mittels Durchschnittsbildung von Transaktionspreisen differenziert nach Perioden errechnet.¹⁴ Wie bereits beschrieben, werden Qualitätsunter-

¹² Allerdings wird hier vernachlässigt, dass sich das Alter der einzelnen Immobilien im Zeitverlauf verändert.

¹³ Tatsächlich spiegelt ein solcher Index möglicherweise die Wertentwicklung auf einem Immobilienmarkt nur verzerrt wider, da die wiederholt gehandelten Immobilien in ihren Eigenschaftsausprägungen bzw. Wertentwicklungen nicht unbedingt repräsentativ für den Gesamtmarkt sein müssen. Ausschlaggebend hierfür ist der sog. „Selection-Bias“.

¹⁴ Maurer et al. (2000, S. 13) erklären: *„Eine einfache Form der Indexkonstruktion besteht in der Bildung von Durchschnittspreisen aller in einem bestimmten Marktsegment gehandelten Immobilien in einzelnen Perioden. Solche Durchschnittspreise werden insbesondere von Maklerfirmen angeboten, welche dabei oft die von ihnen vermittelten Transaktionen auswerten.“* Maurer et al. (2000, S. 13) erklären weiterhin, dass für die Indexberechnung nicht Preise pro Objekt verwendet werden, sondern Preise zu einem den Wert der Immobilie wesentlich beeinflussenden Faktor, z. B. DM pro Quadratmeter, ins Verhältnis gesetzt werden. Außerdem erklären Maurer et al. (2000, S. 13): *„Ebenfalls können die [...] CAP-Rates bzw. Liegenschaftszinsen als Transaktionsindizes verstanden werden, wobei der Preis in DM pro Jahresmieteinnahmen angegeben wird.“*

schiede zwischen den zu verschiedenen Zeitpunkten gehandelten Immobilien bei dieser einfachen Vorgehensweise der Indexberechnung nicht berücksichtigt. Sofern die Daten über die qualitativen Merkmale der gehandelten Immobilien vorliegen, wie sie auch für die Berechnung der Zeitreihe eines Hedonischen Index erforderlich sind, kann ermittelt werden, ob die wertrelevanten Eigenschaften der gehandelten Immobilien über die einzelnen Perioden der Indexberechnung variieren oder ob auch eine Indexberechnung mittels Durchschnittsbildung der Transaktionspreise sinnvoll ist.

Die transaktionsbasierten Verfahren sind eher für die Berechnungen von Indices für Märkte von Wohnimmobilien als für Märkte von Gewerbeimmobilien geeignet, da Wohnimmobilien in ihren hedonischen Eigenschaften ähnlicher sind.

Die Arbeit bezieht sich im Weiteren auf bewertungsbasierte Indices, die im folgenden Abschnitt vorgestellt werden.

2.4 Bewertungsbasierte Indices: Probleme bei der Abbildung von Wertentwicklungen durch Bewertungsphänomene

Aufgrund der geringen Anzahl von Transaktionsdaten und der starken Heterogenität von Gewerbeimmobilien werden Indices zur Abbildung der zeitlichen Wertentwicklung dieser Anlageklasse auf einem Markt gewöhnlich aus einer Masse von Gutachter-Schätzwerten für viele einzelne Immobilien errechnet.¹⁵ Gutachter verfügen jedoch nur über unvollkommene Informationen über die nicht direkt erkennbaren Marktwerte von Immobilien. Daher ist es

¹⁵ Beispielsweise wird im IPD Index Guide (Edition Six – January 2011, S. 5) wie folgt Stellung genommen: „Research has shown there is little that can be done to replace valuations as the core information source for a performance measurement index for direct property markets. The evidence from the marketplace suggests that lot sizes are increasing within investment portfolios, as are the costs of trading. Turnover levels are therefore modest compared to other investment markets and are likely to remain so. As such the amount of available transaction data with which to develop an index is small. IPD has undertaken many tests of possible transaction based indices over the last few years. Despite some encouraging results, these tests have, to date, produced indices that are far less convincing as robust and transparent records of the movement of the market than the simpler valuation based alternatives. The medium to long term discretion over trading policies still accorded to property fund managers means that transaction evidence can give a seriously understated picture of market downturns in a way which is not possible through the use of valuation evidence based on 100% samples. However, IPD continues to explore this area.”

selbst bei einer optimalen Vorgehensweise von Gutachtern bei Bewertungen von Immobilien nicht vermeidbar, dass Schätzwerte von Immobilien von ihren zugrunde liegenden tatsächlichen Marktwerten durch reine Zufallsfehler oder systematische Fehler (sog. „Biases“) abweichen. Die vorliegende Studie beschäftigt sich mit Bewertungsphänomenen unterschiedlicher Arten, die offenbar systematische Fehler in Schätzwerten verursachen. In der Literatur werden überwiegend Bewertungsphänomene (häufig als „Glättungsphänomene“ bezeichnet) behandelt, die bei den Indices IPD UK Monthly Capital Index und NCREIF Appreciation Index auftreten.¹⁶ Die Arbeit bezieht sich auf diese beiden Indices und die Bewertungsphänomene unterschiedlicher Arten, die offenbar ihre Zeitreihenwerte beeinflussen. Ergebnisse aus den Studien können aber auch zur Beurteilung anderer bewertungsbasierter und transaktionsbasierter Indices herangezogen werden.¹⁷

In der Literatur wird häufig angenommen, dass durch die Bewertungsphänomene insbesondere die Volatilität und die Autokorrelationsstruktur der Renditenreihe eines bewertungsbasierten Index im Vergleich zu den entsprechenden Zeitreiheneigenschaften der zugrunde liegenden Marktrenditen beeinflusst werden. Die Volatilität einer Renditenreihe steht oft im Fokus dieser Studien, da sie als Maß für das mit einer Investition verbundene Risiko verwendet wird. Die Bewertungsphänomene werden in der Literatur häufig als „Glättungsphänomene“ bezeichnet, obwohl keine Einigkeit darüber besteht, ob die Volatilität vergrößert oder verringert wird und wie groß diese Effekte sind.¹⁸ Da

¹⁶ Hinweise auf Biases in den IPD- und NPI-Indices ergeben sich u. a. aus den Angaben der indexberechnenden Institutionen IPD und NCREIF zu den Vorschriften über die Erstellungen ihrer Indices. Solche Informationen waren am 20.12.2010 über die Internetseiten der Institutionen NCREIF (<http://www.ncreif.org/data.asp>) und IPD (<http://www.ipd.com/OurProducts/Indices/UnitedKingdom/UKMonthly/tabid/921/Default.aspx>) abrufbar.

¹⁷ Insbesondere wird hier angenommen, dass das Phänomen des nicht-synchronen Handels (analog zu dem in Abschnitt 3.1 vorgestellten Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen) auch transaktionsbasierte Indices verändern kann. Zeitreihenwerte für transaktionsbasierte Indices werden teilweise aus Transaktionspreisen einer Masse von Immobilien errechnet, die zu unterschiedlichen Zeitpunkten innerhalb einer Periode gehandelt werden.

¹⁸ Autoren früherer Studien gehen überwiegend von einer Glättung der Volatilität einer Indexrenditenreihe durch die Bewertungsphänomene aus. Dagegen erzielen Bond und Hwang (2007, S. 376) nach Anwendung ihres Korrekturverfahrens auf die durch die Bewertungsphänomene veränderte UK IPD-Indexrenditenreihe (mit 192 monatlichen log-Renditen für den Zeitraum Januar 1988 bis Dezember 2003) das Ergebnis, dass die Volatilität der mit ihrem Verfahren korrigierten Indexrenditen etwas geringer ist als die Volatilität der korrespondierenden Marktrenditen eines Gesamtmarkts.

Investoren sich zur Beurteilung der Risiken von Anlagen einer Anlageklasse auf einem Markt insbesondere an den Volatilitäten der Zeitreihen von Renditen der Anlagen bzw. eines bewertungsbasierten Index orientieren, besteht die Gefahr, dass sie Fehleinschätzungen unterliegen: Falls die durch die Bewertungsphänomene unterschiedlicher Arten verursachten Biases in ihrer Kombination eine Reduzierung der Volatilität der Indexrenditen gegenüber der Volatilität der Marktrenditen verursachen, führt eine Analyse des Index zu einer geringeren Prognose des Risikos für Anlagen auf dem entsprechenden Markt, als dieser tatsächlich enthält. Diese Gefahr besteht insbesondere dann, wenn ein Analyst nicht mit den Bewertungsphänomenen und ihren Auswirkungen auf die Eigenschaften der Zeitreihen bewertungsbasierter Indices vertraut ist. Der Mittelwert einer Renditenreihe bleibt in Studien über „Glättungsphänomene“ häufig unberücksichtigt. In die Untersuchungen für die vorliegende Arbeit wurde er allerdings einbezogen.

2.5 Ansätze zur Identifikation der tatsächlichen Wertentwicklung von Immobilienanlagen aus alternativen Zeitreihen

In der Literatur werden Verfahren vorgeschlagen, mit deren Hilfe aus den bewertungsbasierten Indices die tatsächlichen Wertentwicklungen bzw. Renditen auf einem Markt gewonnen werden sollen. Diese Korrekturverfahren sind ein Hauptgegenstand der Arbeit.

Außerdem werden andere Vorgehensweisen zur Erkennung der tatsächlichen Wertentwicklung von Immobilienanlagen verfolgt, die nicht ausschließliche auf der Verwendung bewertungsbasierter Indices beruhen:

Fisher et al. (2003) und Fisher et al. (2006) stellen für die Konstruktion ihres „Transactions Based Index (TBI)“ eine Beziehung her zwischen Gutachter-Schätzwerten, die für alle NCREIF-Immobilien vorliegen, und Transaktionspreisen, die nur für einen Teil der Immobilien vorliegen. Die Konstruktion des Transactions Based Index sowie Eigenschaften der Renditen des TBI werden im Anhang (Abschnitt 9.1) vorgestellt.

Ling et al. (2000) versuchen, die Renditen für einen Markt von Immobilien mittels eines Latent-Variable-Modells aus mehreren Zeitreihen unterschiedlicher Indices herauszufiltern, die jeweils u. a. Informationen über die Wertveränderungen auf dem betreffenden Immobilienmarkt enthalten, jedoch nur verzerrt widerspiegeln (wie z. B. die NPI-Renditen) oder darüber hinaus zusätzliche Informationen enthalten (z. B. enthalten Kursindices für Immobilien-Aktiengesellschaften Informationen über die Wertentwicklungen auf Aktienmärkten).

Geltner und Miller (2001) schätzen ein einfaches Latent-Variable-Modell mit nur zwei Indikatorvariablen (bestehend aus den Renditenreihen des NPI- und des NAREIT-Index) und einer latenten Variable, die sie als Markttrendite interpretieren.¹⁹

Bezüglich der in Latent-Variable-Modellen verwendbaren Indikatorvariablen, aus denen Informationen über Marktwerte eines Gesamtmarkts von Immobilien herausgefiltert werden sollen, wird hier vermutet, dass Renditenreihen von REITs und Immobilien-AGs sowie Kapitalisierungsraten geeignet sind, Renditenreihen bewertungsbasierter Indices jedoch nicht.²⁰ Diese Vermutung wird hier angestellt, da die Funktionsweise von Latent-Variable-Modellen darin besteht, die latenten Variablen aus der gemeinsamen Kovarianz der Indikatorvariablen (auch als „manifeste“ Variablen bezeichnet) zu filtern.²¹ Die Volatilität und das Autokorrelationsmuster der Renditenreihe eines bewertungsbasierten Index sind aber gerade durch die Bewertungsphänomene (insbesondere auch zeitlich) verzerrt.²²

¹⁹ Nicht immer reichen solche sparsamen Modelle, die nur zwei Indikatorvariablen erfordern, für die gewünschte „Sichtbarmachung“ der Werte einer latenten Variablen aus. Da die Indikatorvariablen teilweise gemeinsame Informationen über mehrere Sachverhalte (z. B. neben den Wertveränderungen auf Immobilienmärkten auch über die Wertveränderungen auf Aktienmärkten) enthalten, sind häufig auch mehrere latente Variablen aus den Zeitreihen herauszufiltern; selbst wenn nur Interesse an einer Variablen besteht. Die Konstruktion und Schätzung von Latent-Variable-Modellen ist nicht unbedingt unkompliziert. Eine stichhaltige Interpretation der erzielten latenten Variablen ist erforderlich, aber nicht immer einfach.

²⁰ Beispielsweise verwenden Fisher et al. (1994) Kapitalisierungsraten („Cap Rates“) zur Erstellung von Zeitreihen, allerdings nicht im Zusammenhang mit Latent-Variable-Modellen.

²¹ Vgl. auch Borsboom et al. (2003).

²² Edelstein und Quan (2005, S. 2) behaupten: „*An artificially smooth series will necessarily underestimate the riskiness of the real estate asset class, and may distort its correlations with returns of other assets.*“

2.6 Die Auswahl zweier repräsentativer bewertungsbasierter Indices für die Untersuchung: Der IPD UK Monthly Capital Index (UK) und der NCREIF Appreciation Index (USA)

In den vergangenen 25 Jahren gab es zahlreiche Veröffentlichungen über Glättungsphänomene bei bewertungsbasierten Indices. Diese Literatur bezieht sich vorwiegend auf zwei Indices: Zum einen den von Investment Property Databank Ltd. (IPD) publizierten IPD UK Monthly Property Index für den UK-Markt. Zum anderen den von National Council of Real Estate Investment Fiduciaries (NCREIF) publizierten NCREIF Property Index (NPI) für den Markt der USA.²³ Für beide Indices werden zusätzlich eigenständige Indices ihrer Wertänderungskomponente und ihrer Einkommenskomponente publiziert.²⁴ Die Bewertungsphänomene verursachen Veränderungen der Wertänderungskomponente, haben jedoch keinen (unmittelbaren) Einfluss auf die Einkommenskomponente.²⁵ Gegenstand der Arbeit sind nur die Wertänderungskomponenten bewertungsbasierter Indices.²⁶ Der zum IPD UK Monthly Property Index gehörende Wertänderungsindex wird als IPD UK Monthly Capital

²³ Es sei darauf hingewiesen, dass der NPI nicht unbedingt den Anspruch erfüllt, repräsentativ für den U.S.-amerikanischen Markt von Gewerbeimmobilien zu sein. Vgl. NCREIF (o. J.), „Frequently Asked Questions About NCREIF and the NCREIF Property Index (NPI)“, S. 9: *„The Index represents investment returns from a single class of investor. As such, the NPI may not be representative of the market as a whole.“*

²⁴ Anlagen generieren teilweise periodisch wiederkehrende Zahlungen, wie z. B. Dividenden bei Aktien und Mietzahlungen bei Immobilien. Aus den Einkommensrenditen von Anlagen werden teilweise eigenständige Indices errechnet, also Dividendenindices bei Aktien und Mietindices bei Immobilien. Die andere Komponente eines Performanceindex, der die Gesamtrendite widerspiegelt, besteht aus den Kapitalrenditen (bzw. Wertänderungsrenditen) von Anlagen der entsprechenden Anlageklasse. Die Kapitalrenditen einzelner Anlagen werden als Differenz aus ihrem Veräußerungspreis und ihrem Einstandspreis errechnet (bzw. ergeben sich aus Kursveränderungen bei Aktien und Wertveränderungen bei Immobilien).

²⁵ Das Bestehen eines mittelbaren Einflusses wird hier jedoch nicht ausgeschlossen, da die Kaufpreise für Immobilien häufig auch von den Gutachter-Schätzwerten für diese abhängen. Die Mietrendite wird aber aus den Mietzahlungen und dem Kaufpreis einer Immobilie errechnet.

²⁶ Da die Renditenreihe der Einkommenskomponente bewertungsbasierter Indices häufig eine (vernachlässigbar) geringe Volatilität aufweist und die Volatilität der Renditenreihe eines Performanceindex überwiegend aus der Volatilität der Wertänderungskomponente resultiert, sind Ergebnisse aus Studien über die Auswirkungen der Bewertungsphänomene auf die Volatilität der Renditen von Wertänderungsindices auch auf die Gesamtindices übertragbar.

Index bezeichnet und der zum NCREIF Property Index (NPI) gehörende Wertänderungsindex wird als NCREIF Appreciation Index bezeichnet.

Für die Arbeit steht eine Zeitreihe von Indexwerten des IPD UK Monthly Capital Index in monatlicher Periodizität für den Zeitraum vom 31. Dez. 1986 bis zum 31. Aug. 2011 zur Verfügung.²⁷ Weiterhin steht eine Zeitreihe von Indexwerten des NCREIF Appreciation Index in vierteljährlicher Periodizität für den Zeitraum vom Ende des 4. Quartals 1977 bis zum Ende des 2. Quartals 2011 zur Verfügung.²⁸ Außerdem stehen für die Untersuchungen weitere Zeitreihen von Aktien-, Anleihen- und Konsumentenpreisindices für die Märkte UK und USA zur Verfügung.²⁹

Aus den Indices werden kontinuierliche Renditen errechnet, die für die Untersuchungen verwendet werden.³⁰

Im Folgenden wird ein Überblick über bewertungsbasierte Indices gegeben, die für verschiedene Länder bzw. Märkte oder Marktsegmente publiziert werden.

Untersuchungen dieser Indices würden wahrscheinlich ähnliche Erkenntnisse ergeben, wie die Untersuchungen des IPD UK Monthly Capital Index und des NCREIF Appreciation Index für die vorliegende Arbeit.³¹ Für eine Beurteilung, ob die Erkenntnisse für den IPD UK

²⁷ Die Zeitreihe des IPD-Index wurde der kommerziellen Datenbank „Datastream“ entnommen (Bezeichnung der Zeitreihe: UK IPD CAPITAL INDEX (TIME-WEIGHTED) NADJ UKIPDCP.F).

²⁸ Meinen Dank möchte ich den Mitarbeitern von NCREIF aussprechen, die mir für Forschungszwecke NCREIF-Indices zur Verfügung gestellt haben. Der Datensatz des NCREIF Appreciation Index wurde mit folgendem Hinweis versehen: „*NOTE: These returns differ slightly from the published ‘frozen’ NPI because they include any historical revisions submitted by a manager.*“

²⁹ Diese Zeitreihen wurden der kommerziellen Datenbank „Datastream“ entnommen.

³⁰ Vgl. Geltner und Miller (2001, S. 200), die ausführlich auf die Berechnungen und Verwendungszwecke von Renditen unterschiedlicher Renditenkonzepte eingehen. Der kontinuierliche Renditenwert einer Anlage für eine Periode t wird als Differenz der logarithmierten Werte der Anlage an den Enden der Periode t und der Vorperiode $t - 1$ errechnet: $r_t = \ln(V_t) - \ln(V_{t-1})$.

³¹ Aus der Beschreibung im IPD Index Guide, Edition Six - January 2011, S. 11 f. ist erkennbar, dass die Zeitreihen einiger IPD-Indices auch durch das in Abschnitt 3.2 beschriebene Phänomen der veralteten Bewertungen beeinflusst werden. Darüber hinaus wird hier davon ausgegangen, dass die Bewertungs-

Monthly Capital Index und den NCREIF Appreciation Index auch auf andere Indices übertragbar sind, ist zu berücksichtigen, ob die jeweiligen Bewertungsphänomene in der entsprechenden Kombination auch Veränderungen dieser Zeitreihen verursachen. Darüber hinaus sollten auch die Periodizitäten und Längen der Indices übereinstimmen. Denn es ist davon auszugehen, dass die Auswirkungen der Bewertungsphänomene auf Eigenschaften von Zeitreihen mit der Anzahl der Beobachtungen variieren können.

Für viele Länder, insbesondere auch europäische, werden von Institutionen erst seit einigen Jahren Indices, die die Wertentwicklungen von Gewerbeimmobilien auf diesen Märkten widerspiegeln sollen, errechnet bzw. auch nur für wenige Jahre zurückgerechnet und veröffentlicht. Von National Council of Real Estate Investment Fiduciaries (NCREIF) werden neben dem NCREIF Property Index (NPI) für Renditen von Gewerbeimmobilien auf dem Markt der USA Subindices für spezifische Regionen der USA (East, Midwest, West, South und feinere regionale Aufteilungen) und differenziert nach Gewerbeimmobilien für unterschiedliche Nutzergruppen (insbesondere Industrial, Office, Retail, Apartment) und für beide Kategorien (Regionen und Nutzergruppen) kombiniert veröffentlicht. Für diese Indices liegt (hier) aber gegenwärtig noch keine ausreichend hohe Anzahl an Beobachtungen vor. Sie werden daher nicht analysiert.

Insbesondere die Gesellschaft Investment Property Databank Ltd. (IPD) veröffentlicht Indices für 15 europäische Länder und 7 außereuropäische nationale Märkte.³² Die Zeitreihen der unterschiedlichen IPD-Indices unterscheiden sich allerdings in ihren Konstruktionsweisen und bezüglich der Aktualität der in sie einfließenden Schätzwerte. So wird im IPD Index Guide, Edition Six - January 2011, S. 1 erklärt: *„IPD indices always show annual results with some countries also having biannual, quarterly and monthly indices. The availability of biannual, quarterly and monthly indices is dependent upon the presence of biannual, quarterly and monthly valuation regimes in any given country. Index updating frequencies are entirely contingent upon the prevailing local market valuation practices.“*

phänomene der nicht-synchronen Bewertungen (siehe Abschnitt 3.1) und des Appraisal-Smoothing (siehe Abschnitt 3.3) alle bewertungsbasierte Indices von IPD beeinflussen.

³² Vgl. IPD Index Guide, Edition Six – January 2011, S. 1: *„To date such indices have been produced for 15 European markets and 7 other global markets.“*

Außerdem wird im IPD Index Guide, Edition Six - January 2011, S. 9 erklärt:³³ „*All properties included in annual indices and benchmarks have a minimum of one valuation per year. Properties in the monthly indices are valued once a month, those in quarterly indices are valued each quarter and those in biannual indices twice a year.*”

In Abbildung 1 ist ein Überblick über IPD-Indices gegeben, basierend auf dem IPD Index Guide, Edition Six – January 2011.

Neben dem IPD UK Monthly Property Index werden von IPD weitere Indices für Gewerbeimmobilien auf dem UK-Markt publiziert, die in vierteljährlicher und jährlicher Periodizität fortgeschrieben werden. Für die Berechnungen dieser Indices steht IPD eine breitere Datenbasis von Immobilien zur Verfügung. Im IPD Index Guide, Edition Six - January 2011, S.4 wird über die UK-Indices erklärt: „*The UK Monthly Index has the most frequent and up to date observations but includes only the performance of unlisted pooled funds (the only type of fund that values monthly). A comparison with the much larger annual and quarterly indices is possible at each calendar year or quarter end.*

Each index builds on the lower frequency, so all funds in the Monthly Index are included in the Quarterly Index plus all quarterly valued funds that IPD measure; subsequently all funds in the Monthly and Quarterly Indices are included in the Annual Index.“

Jedoch liegen diese Indices jeweils nur für einen kürzeren Zeitraum vor als die des IPD UK Monthly Property Index. Da sie auch in einer höheren Periodizität fortgeschrieben werden, enthalten diese Zeitreihen verhältnismäßig wenig Beobachtungen und sind daher für die Untersuchungen eher nicht geeignet.

³³ Unter Berücksichtigung der in Abschnitt 3.2 gegebenen Informationen ergibt sich, dass sich diese Erklärung auch auf interne Bewertungen bezieht, die nicht von unabhängigen Gutachtern durchgeführt werden. Im IPD Index Guide, Edition Six - January 2011, S. 18 wird erklärt: „*IPD requests that external valuations are provided wherever possible. However, internal valuations are also permitted, but must meet the definition of market value which is applied by IPD in each national market. In the UK this means accordance with the RICS Red Book.*”

Abbildung 1 A: Überblick über IPD-Indices, basierend auf dem IPD Index Guide 2011

| IPD veröffentlichte 2010 bereits Indices für folgende Ländermärkte: | Periodizität¹⁾ | Von IPD geschätzte Marktabdeckung in Dez. 2009 in Prozent²⁾ | Basisjahr des Index (zurückgerechnet teilweise für erheblich kleinere Datenbasis bis) | Glättungs- phänomene:⁵⁾ Nicht-synchr. Bewertung + Appraisal-S. + |
|--|----------------------------------|---|--|---|
| Österreich | A | 39,7 | Dez. 2004 | |
| Belgien | A | 19,3 | Dez. 2004 | |
| Dänemark | A | 40,6 | Dez. 1999 | |
| Finnland (KTI) ⁶⁾ | A | 51,2 | | |
| Frankreich | A ^f | 47,3 | Dez. 1997 (Dez. 1985) | |
| Frankreich | B | 47,3 | Dez. 2007 | |
| Deutschland | A | 16,8 | Dez. 1995 (Dez. 1989) | |
| Irland | Q | 76,0 | Dez. 1994 (Dez. 1983) | |
| Italien | A, B Index | 23,8 | A:Dez.2003 B:Dez.2006 | |
| Die Niederlande | A ^f | 58,1 | Dez. 1994 (Dez. 1977) | |
| Die Niederlande | Q | | Dez. 2007 | |
| Norwegen | A | 41,2 | Dez. 1999 | |
| Polen | A | 37,5 | Dez. 2004 | |
| Portugal | A | 62,9 | Dez. 2000 | |
| Spanien | A | 25,2 | Dez. 2000 | |
| Schweden | A | 22,7 | Dez. 1996 (1984) | |
| Schweiz | A | 47,1 | Dez. 2001 | |
| Vereinigtes Königreich | A ^f | 55,3 | Dez. 1980 (Dez. 1970) ³⁾ | |
| Vereinigtes Königreich | Q ^f | 41 | Dez. 2000 | |
| Vereinigtes Königreich | M ^f | 13 | Dez. 1986 | |
| IPD Pan-European Index (all 16 Europeans) | A | 38,1 | | |
| IPD Eurozone | A | 33,3 | | |
| Australien (PCA/IPD) ⁶⁾ | A (Q) | 37,3 | Dez. 2004 (Dez. 1984) | Veraltet/Deskt Veraltete B. |
| Kanada | A (Q) | 55,7 | Dez. 1999 (Dez. 1985) | |
| Japan | A, M Indikator | 14,6 | Dez. 2003 | |
| Korea | A | 19,1 | Dez. 2005 | |
| Neuseeland | A (Q) | 66,1 | Dez. 2004 (Dez. 1989) | Veraltet/Deskt |
| Südafrika | A, B Indikator | 78,4 | Dez. 2000 | |
| USA (NCREIF) ⁶⁾ | A, Q | 6,4 | Dez. 1998 | Veraltete B. ⁶⁾ |
| IPD Global Index (all 23) | A | 24,5 | evtl. 2008⁴⁾ (evtl.2000) | |

Panel B: Erklärungen zum Überblick über IPD-Indices, basierend auf dem IPD Index Guide, Edition Six – January 2011

¹⁾ Erklärung, in welchen Periodizitäten Indexwerte veröffentlicht werden:

A – Jahresindex, A(Q) – aus Jahresdaten errechneter „Quartalsindex“ (Hier liegt offenbar das Phänomen der veralteten Bewertungen vor), B – Halbjahresindex, Q – Quartalsindex, M – Monatsindex.

Im IPD Index Guide, Edition Six – January 2011, S. 13 wird der Begriff „Indikator“ wie folgt erklärt: *„An indicator is a guide to market performance that is released between two annual index releases. These indicator results are produced on a smaller sample than index results and have no history. Once the latest annual index is published the interim period indicator results are no longer valid as they have been replaced with robust full annual index results.“*

Die Kennzeichnung eines Buchstaben für die Indexperiodizität mit dem oberen Index „f“ weist darauf hin, dass die historische Indexzeitreihe nach Publikation der Indexwerte „eingefroren“ wird. Vgl. dazu den IPD Index Guide, Edition Six – January 2011, S. 12: *„The IPD France Annual, Netherlands Annual, UK Annual, UK Quarterly and UK Monthly Index series are frozen historically. This means that the historical time series is not restated with new information after publication. [...] Indices are not frozen historically if it is felt that additional information from additional portfolios would create a more accurate picture of the market.“*

²⁾ Aus den Angaben im IPD Index Guide, Edition Six – January 2011, S. 5 f. werden für die UK-Indices folgende Marktabdeckungen errechnet: Jahresindex 55,29% (Stand: Dez. 2009), Quartalsindex 50,09% (Stand: 3. Q. 2010) und Monatsindex 15,55% (Stand: Okt. 2010). Vgl. auch die prozentualen Angaben im IPD Index Guide, Edition Six – January 2011, S. 46 f. für den Quartalsindex i. H. v. 41% und den Monatsindex i. H. v. 13%.

³⁾ IPD Index Guide, Edition Six – January 2011, S. 4 über den Jahresindex für den UK-Markt: *„The Index dates back to December 1980 and for a much smaller sample of assets, to December 1970.“*

⁴⁾ Vgl. IPD Index Guide, Edition Six – January 2011, S. 4.

⁵⁾ Aufgrund der Beschreibungen der Methoden der Indexberechnung wird hier vermutet, dass die jeweils genannten Phänomene die Indices verändern. Grundsätzlich wird für jeden einzelnen der IPD-Indices vermutet, dass die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen (Vgl. IPD Index Guide, Edition Six – January 2011, S. 18: *„To be included in an Annual Index, properties must be valued at least once a year, although not necessarily at year end.“*) und des Appraisal-Smoothing ihre Zeitreihenwerte verändern, da alle IPD-Indices aus Schätzwerten errechnet werden.

Erklärung der Abkürzungen zu den Glättungsphänomenen:

Veraltete B.: Ein veralteter Schätzwert wird unverändert für das laufende Quartal übernommen. Vgl. IPD Index Guide, Edition Six – January 2011, S. 11.

Veraltet/Deskrt: Ein veralteter Schätzwert wird möglicherweise im Rahmen einer „Desktop-Bewertung“ korrigiert und übernommen. Vgl. IPD Index Guide, Edition Six – January 2011, S. 11.

⁶⁾ Angaben in der Broschüre von IPD *„Providing expert real estate performance analysis – independently and globally“* deuten darauf hin, dass diese Indices von Partnerinstitutionen angeboten werden. Sofern mit dem Index für die USA tatsächlich der NPI gemeint ist, wird dieser auch durch das Phänomen der Veralteten Bewertungen verzerrt.

Tabelle 1 zeigt die statistischen Eigenschaften und Ergebnisse von Tests auf Normalverteilung sowie Vorliegen einer Einheitswurzel für die Renditen des IPD UK Monthly Capital Index und des NCREIF Appreciation Index. Statistische Eigenschaften und Teststatistiken für weitere in den Analysen verwendete Zeitreihen sowie errechnete Zeitreihen werden im Anhang (siehe Abschnitt 9.3) vorgestellt.

Tabelle 1 Statistische Eigenschaften und Teststatistiken zu kontinuierlichen Renditen des IPD UK Monthly Capital Index für den UK-Markt und des NCREIF Appreciation Index für den Markt der USA

| Statistiken und Tests | IPD UK Monthly Capital Index | NCREIF Appreciation Index |
|---|------------------------------|---------------------------|
| Zeitraum | Jan. 1987 – Aug. 2011 | 1 Q. 1978 – 2. Q. 2011 |
| Anzahl der Renditen | 296 | 134 |
| Median (in Prozent) | 0,0922 | 0,5131 |
| Mittelwert (in Prozent) | 0,0873 | 0,3158 |
| Standardabw. (in Prozent) | 1,1719 | 2,2277 |
| Jarque-Bera-Test Statistik | 1298,79 | 284,83 |
| JB krit. Wert (2 FG, $\alpha=0,1$)=4,605 | | |
| Augmented Dickey-Fuller | | |
| -Test Statistik (MacKinnon) | -3,777 (0 Lags) | -4,756 (4 Lags) |
| -Irrtumswahrsch. (in Prozent) | 0 | 0,0001 |
| Phillips-Perron | | |
| -Test Statistik (Newey-West) | -3,874 | -4,238 |
| - Irrtumswahrsch. (in Prozent) | 0,0022 | 0,0006 |

Berechnet in Microsoft Excel und STATA

Nach den Ergebnissen von Jarque-Bera-Tests kann die Annahme normalverteilter Renditen für die NPI- und IPD-Indices verworfen werden.³⁴ Die Autokorrelationsstrukturen der Renditenreihen zeigen eine hohe Persistenz (siehe Tabelle 266 und Tabelle 272).

³⁴ Der Jarque-Bera-Test ist ein Test auf Normalverteilung der Werte einer Stichprobe (hier Zeitreihe). Die Teststatistik wird errechnet als $JB = \frac{n}{6} \left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right)$. In die Berechnung der Teststatistik fließen neben der Anzahl n der Stichprobenwerte auch die Schiefe S und die Kurtosis K der Verteilung der Stichprobenwerte ein. Die Normalverteilung hat die Schiefe null und die Kurtosis drei bzw. Exzess-Kurtosis null. Der Jarque-Bera-Test ist einseitig, so dass die Nullhypothese normalverteilter Stichprobenwerte für große Werte der χ^2 -verteilten Teststatistik verworfen wird. Bei zwei Freiheitsgraden und einem Signifikanzniveau von 0,1 (bzw. 0,01) ist der kritische Wert der Teststatistik 4,605 (bzw. 9,210). Vgl. z. B. Gujarati (2009) zum Jarque-Bera-Test und

Die Renditenreihen werden auf Stationarität überprüft. Dazu wird jeweils ein Augmented Dickey-Fuller (ADF)-Test und ein Phillips-Perron (PP)-Test durchgeführt. Diese Tests werden in Dickey und Fuller (1979, 1981) sowie Phillips und Perron (1988) erklärt. Die Nullhypothese des Vorliegens einer Einheitswurzel in den Renditenreihen kann zu den gängigen Signifikanzniveaus verworfen werden.

2.7 Die Effizienz der Verarbeitung von Informationen auf Märkten und die Prognostizierbarkeit der Wertveränderungen von Anlagen

2.7.1 Der Begriff „Informationseffizienz“

Die Effizienz in der Verarbeitung von Informationen auf Märkten („Informationseffizienz“) spielt für die Anwendbarkeit von Korrekturverfahren auf Renditenreihen bewertungsbasierter Indices eine Rolle, für die Prognostizierbarkeit von Renditen und für die Einschätzung der Risiken von Investitionen bei unterschiedlichen Anlagezeiträumen.

Auf einem Markt für (Anlage-)Güter herrscht Informationseffizienz, wenn preisrelevante Informationen sofort im Zeitpunkt ihres Bekanntwerdens, d. h. ohne zeitliche Verzögerung zu einer vollständigen Anpassung der Preise führen. Bei Trägheit in der Verarbeitung von Informationen auf einem Markt können die Marktteilnehmer zukünftige Preisveränderungen der betreffenden Güter antizipieren und durch zeitliche Arbitrage Gewinne erzielen.³⁵ Die Arbitrageure schöpfen Arbitragegewinne ab, indem sie die verfügbare Menge des knappen

statistischen Tabellen der χ^2 -Verteilung. Es werden folgende JB-Teststatistiken für Renditen verschiedener Indices errechnet: UK CPI: 1075, UK PRI: 436, FTSE 100 PI: 457, JPM UK Govt. Bond PI: 2,24, IPD UK Monthly Capital Index: 571, U.S. CPI: 104, S&P 500 Composite PI: 20, Barclays Govt./Corp. AAA: 93, NCREIF Appreciation Index: 288. Die Testergebnisse zeigen, dass nur für die Renditen des UK Govt. Bond PI die Nullhypothese der Normalverteilung nicht verworfen wird. Ein weiteres Testverfahren auf Normalverteilung wurde in STATA durchgeführt. Beim „skewness and kurtosis test for normality“ in STATA wird in einem Test die Schiefe und in einem Test die Kurtosis berücksichtigt. Die Ergebnisse beider Tests werden in einer Gesamtteststatistik eines Tests auf Normalität kombiniert. Die Ergebnisse dieses Tests werden im Anhang (siehe Abschnitt 9.3) vorgestellt.

³⁵ Die Marktteilnehmer würden jedoch bei träger Informationsverarbeitung beispielsweise auch dann keine Arbitragegeschäfte durchführen, wenn die zu erwartenden Gewinne gering sind und durch Transaktionskosten aufgezehrt werden.

Guts zu einem vorteilhafteren Preis einkaufen (bzw. leer verkaufen) und später zum fairen (Gleichgewichts-)Preis verkaufen (bzw. einkaufen).³⁶ Sofern der Markt transparent ist und eine Masse von Marktteilnehmern auf ihm agieren, gebietet es sich jedoch für jeden einzelnen Marktteilnehmer, sofort zu handeln, um den Gewinn durch den Handel mit dem knappen Gut zu erzielen. Daher führen Angebot und Nachfrage der Marktteilnehmer dazu, dass sich der neue faire Preis für das Gut augenblicklich einpendelt. Deshalb herrscht aber Informationseffizienz auf dem Markt. Offensichtlich begünstigt Transparenz also Informationseffizienz auf Märkten.³⁷

In früheren Studien wurden unterschiedliche Vorgehensweisen zur Überprüfung der Hypothese, ein Markt sei informationseffizient, verfolgt. Dabei kamen die Autoren zu unterschiedlichen Ergebnissen bezüglich der Effizienz in der Informationsverarbeitung auf (Immobilien-)Märkten. Rehring (2010, S. 1) gibt folgenden Literaturüberblick:³⁸ *„Up to the 1980s, the common view was that stock and bond returns are (close to) unpredictable (Cochrane 2005, Chapter 20). Fama and Schwert (1977) were among the first to challenge the view of constant expected returns, emphasizing that expected stock returns vary with inflation. Since then, many other studies have shown that bond and stock returns are in fact predictable (e.g., Campbell 1987, Campbell and Shiller 1988, Fama 1984, and Fama and French 1988a, 1989). Research by Case and Shiller (1989, [1990]), Gyourko and Keim (1992), Barkham and Geltner (1995) and Fu and Ng (2001), among others, shows that residential and commercial real estate returns are predictable, too.“*

³⁶ Für eine Beurteilung der Vorteilhaftigkeit des Eingehens eines zeitlichen Arbitragegeschäfts werden die Marktteilnehmer ihre jeweiligen Opportunitätskosten berücksichtigen. Im Allgemeinen dürften diese u. a. Zinszahlungen für die zeitliche Überlassung von Geld beinhalten.

Vgl. auch Branger und Schlag (2004), die eine formale Definition des Begriffs der Arbitragemöglichkeit auf einem Kapitalmarkt bieten.

³⁷ Vgl. auch Averdiek-Bolwin (1998, S. 77) zum Begriff der Transparenz eines Aktienhandelssystems.

³⁸ Auch Geltner (1993b, S. 326) gibt einen Überblick über Studien, aus denen für einige Immobilienmärkte das Ergebnis erzielt wurde, dass auf ihnen Trägheit in der Informationsverarbeitung herrscht.

Fama (1970, S. 383) hat drei Stufen der Stärke von Informationseffizienz auf Märkten ausgemacht:³⁹ Die schwache, die mittelstarke und die starke Form der Informationseffizienz. Bei der schwachen Form besteht die Informationsmenge ausschließlich aus den historischen Preisen eines Anlageguts. Bei der mittelstarken Form besteht Informationseffizienz bezüglich aller öffentlich verfügbarer Informationen. Bei der starken Form werden selbst die Informationen augenblicklich in Preisbildungsprozessen vollständig verarbeitet, für die nur einzelne Investoren oder Gruppen einen monopolistischen Zugang haben.

2.7.2 Die Prognostizierbarkeit der Wertveränderungen von Anlagen

Sofern auf einem Markt für Anlagen zumindest die schwache Form der Informationseffizienz herrscht, weisen die Marktrenditen der Anlagen keine Autokorrelation auf. Ansonsten wäre es sinnvoll, unter Verwendung autoregressiver Modelle Prognosen von Renditen für zukünftige Perioden aus Renditen für gegenwärtige und weiter zurückliegende Perioden vorzunehmen und die so gewonnenen Erkenntnisse für Arbitragegeschäfte zu nutzen.

Auf informationseffizienten Märkten ist ein mit einem größer werdenden Anlagehorizont proportional wachsendes Risiko für eine risikobehaftete Anlage zu erwarten. D. h., dass die Varianz von Renditen proportional mit dem Zeitraum wächst, auf den sich die einzelnen Renditen einer Zeitreihe beziehen. Auf einigen (Immobilien-)Märkten herrscht keine Informationseffizienz, und Zeitreihen von Marktrenditen weisen Autokorrelation auf. Deswegen sind Marktrenditen aus ihren eigenen Vorgängerwerten prognostizierbar und die Varianz der Renditen für unterschiedliche Anlagehorizonte wächst nicht proportional mit den Anlagehorizonten (Vgl. Rehring 2010, S. 2).

Die direkte Berechnung der Varianz $\sigma_{r(j)}^2$ einer Zeitreihe von kontinuierlichen (Mehrperioden-)Renditen $r_{t(j)}$, die sich jeweils auf Anlagezeiträume von j Perioden (z. B. Monate bei einem Monatsindex oder Quartale bei einem Quartalsindex) beziehen, wird wie folgt vorgenommen: Jeweils j benachbarte kontinuierliche Renditen r_t der Zeitreihe in der ursprünglichen Periodizität werden zu Renditen für größere Zeiteinheiten aggregiert, so dass eine Zeitreihe von Mehrperiodenrenditen $r_{t(j)}$ (für überschneidungsfreie Zeiträume)

³⁹ Averdiek-Bolwin (1998, S. 83) nennt in diesem Zusammenhang die Arbeiten von Fama et al. (1969, S. 1), Fama (1970, S. 383 ff.), Fama (1976a, S. 143 ff.), Fama (1976b), Fama (1991, S. 1575 ff.) und Thießen (1995, S. 201).

entsteht. Dabei müssen die Zeiträume j der Mehrperiodenrenditen $r_{t(j)}$ den gesamten Zeitraum T , für den Renditen $r_t, t = 1, \dots, T$ vorliegen, vollständig ausfüllen, d. h. $\frac{T}{j} \in \mathbb{N}$.

Die indirekte Berechnung der Varianz $\sigma_{r(j)}^2$ von Renditen $r_{t(j)}$ für Anlagehorizonte von j Perioden (Mehrperiodenrenditen) über die Autokorrelationsstruktur der Renditenreihe $r_t, t = 1, \dots, T$, wird wie folgt vorgenommen:

$$\sigma_{r(j)}^2 = \vec{1}_j^T \cdot \Phi_j \cdot \vec{1}_j \quad (1)$$

Dabei ist:

- $\sigma_{r(j)}^2$ die Varianz der Mehrperiodenrenditen (Skalar);
- $\vec{1}_j$ der Eins-Vektor der Länge j (d. h. ein Spaltenvektor mit j Einsen), und $\vec{1}_j^T$ ist der transponierte Eins-Vektor (d. h. ein Zeilenvektor mit j Einsen);
- Φ_j die Autokovarianzmatrix der Dimension $(j \times j)$.

Die Autokovarianzmatrix Φ_j wird im Folgenden als Produkt aus der Varianz σ_r^2 (Skalar) der Renditen r_t in der ursprünglichen Periodizität und einer Autokorrelationsmatrix dargestellt. Diese Autokorrelationsmatrix enthält auf der Hauptdiagonale Einsen (Autokorrelation zur zeitlichen Verzögerung um null Perioden) und als übrige Elemente für die Renditenreihe $r_t, t = 1, \dots, T$ errechnete Autokorrelationskoeffizienten für zeitliche Verzögerungen um $1, \dots, (j - 1)$ Perioden:

$$\Phi_j = \sigma_r^2 \cdot \begin{pmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{j-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{j-2} \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 & \dots & \rho_{j-3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{j-1} & \rho_{j-2} & \rho_{j-3} & \dots & 1 \end{pmatrix} \quad (2)$$

Wie bereits erläutert, wächst das mit einer Anlage verbundene Risiko bei Informationseffizienz proportional zum Anlagehorizont, d. h., aus (1) wird $\sigma_{r(j)}^2 = j \cdot \sigma_r^2$ erhalten. Dementsprechend stimmen bei Informationseffizienz die annualisierten Standardabweichungen für unterschiedliche Anlagezeiträume überein, d. h.

$$\sigma_{r(j)} = \sqrt{j} \cdot \sigma_r \quad (3)$$

Variierende annualisierte Standardabweichungen für unterschiedliche Periodizitäten, in der eine Renditenreihe analysiert wird, werden in der Literatur gewöhnlich dahingehend interpretiert, dass sich die mit einer Anlage verbundenen Risiken für unterschiedliche Anlagezeiträume nicht proportional entwickeln. Sofern eine Renditenreihe positiv autokorreliert ist, wächst das Risiko mit dem Anlagehorizont überproportional. Die annualisierte Standardabweichung für längere Anlagezeiträume ist also höher als für kürzere. Dieses Phänomen wird als „Mean Aversion“ bezeichnet. Sofern eine Renditenreihe negativ autokorreliert ist, wächst das Risiko mit dem Anlagehorizont unterproportional. Die annualisierte Standardabweichung für längere Anlagezeiträume ist also geringer als für kürzere. Dieses Phänomen wird als „Mean Reversion“ bezeichnet (Vgl. Rehring 2010, S. 2). Sofern für unterschiedliche zeitliche Verzögerungen (d. h. „Time-Lags“) einer Zeitreihe teilweise positive und teilweise negative Autokorrelationskoeffizienten erhalten werden, liegt sowohl Mean Aversion als auch Mean Reversion vor.

Im nächsten Abschnitt werden unterschiedliche Arten von Bewertungsphänomenen vorgestellt, die offenbar Abweichungen der (Renditen-)Werte der IPD- und NPI-Indices von ihren zugrunde liegenden latenten Markt(renditen-)werten verursachen. Insbesondere verändern sie die Volatilität der Renditenreihe eines Index.

3 Fehlerarten bei der Abbildung der Wertentwicklung und der Risiken von Immobilienanlagen durch „Bewertungsphänomene“

3.1 Das Phänomen der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen

3.1.1 Die Beschreibung des Phänomens

Die Beschreibung des Phänomens im vorliegenden Abschnitt orientiert sich zunächst an seiner Ausprägung im IPD UK Monthly Capital Index; es betrifft aber auch den NCREIF Appreciation Index.

Die in monatlicher Periodizität fortgeschriebenen Werte des IPD UK Monthly Capital Index werden jeweils aus einer Masse von Gutachter-Schätzwerten für Gewerbeimmobilien auf dem UK-Markt errechnet. Für die Bewertungen der Immobilien räumt IPD den Gutachtern einen Bewertungszeitraum von nicht mehr als zehn Arbeitstagen vor dem Ende eines jeden Monats ein.⁴⁰ Da sich dieser Bewertungszeitraum über mehrere Tage erstreckt, können der Zeitpunkt der Bewertung einer Immobilie durch einen Gutachter (d. h. der Bewertungstag) und der Zeitpunkt, für den der aus dem Bewertungsprozess resultierende Schätzwert der Immobilie ausgewiesen wird (d. h. der Berichtstag), auseinander fallen.⁴¹ Für eine einzelne Immobilie können die zeitlichen Vorläufe der Bewertungstage vor ihren korrespondierenden Berichtstagen von Periode zu Periode variieren. Daher können auch die zeitlichen Abstände

⁴⁰ Vgl. Bond und Hwang (2007, S. 353), denen nach eigenen Angaben die Indexregeln für den monatlichen IPD UK-Index „U.K. Monthly index – Rules for Construction, Computation and Review“ der Investment Property Databank Ltd. vorliegen.

Bond und Hwang (2007, S. 353, F. 1) erklären, dass sie eine ähnliche Praxis für den NPI erwarten. Diese Einschätzung wird hier jedoch nicht geteilt, da für die Berechnung eines Indexwerts des NPI sogar Werte eines Teils der Immobilien aus Vorperioden übernommen werden (Vgl. Abschnitt 3.2).

⁴¹ Für die Monte Carlo-Studien wird angenommen, dass der Berichtszeitpunkt (d. h. der Berichtstag) dem Zeitpunkt (d. h. Arbeitstag) entspricht, mit dem eine Periode abschließt und für den auch der Wert eines Index ausgewiesen wird. Bei einem Monatsindex entsprechen beispielsweise die Berichtstage den letzten Tagen der Monate.

zwischen den Bewertungstagen unmittelbar aufeinander folgender Perioden über den gesamten Betrachtungszeitraum variieren. Aus diesem Grund werden die zu einer Zeitreihe von Schätzwerten für eine einzelne Immobilie gehörenden Renditen für Perioden mit unterschiedlichen Längen errechnet. Sie werden aber so ausgewiesen, als würden sie sich auf unterschiedliche Zeiträume gleicher Länge beziehen. Dieses Phänomen wird in der Studie bei Betrachtung einer Zeitreihe von (Renditen-)Werten für eine einzelne Immobilie als „nicht-äquidistante Bewertungen“ bezeichnet.⁴²

Werte eines bewertungsbasierten Index werden aus einer Masse von Schätzwerten errechnet, die sich jeweils auf eine einzelne Immobilie beziehen. Hier wird angenommen, dass Gutachter Immobilien unabhängig voneinander zu verschiedenen Zeitpunkten innerhalb des Bewertungszeitraums einer Periode (d. h. eines Monats beim IPD UK Monthly Capital Index) bewerten. Daher wird ein Indexwert als Durchschnittswert von Schätzwerten für Immobilien errechnet, die an unterschiedlichen Zeitpunkten - also nicht synchron - innerhalb des Bewertungszeitraums einer Periode bewertet wurden. In der Studie wird daher die Bezeichnung „nicht-synchrone Bewertungen“ bei Betrachtung des Phänomens auf der Indexebene verwendet.⁴³

Es ist anzunehmen, dass die für aufeinander folgende Perioden berichteten Schätzwerte für eine einzelne Immobilie bzw. Werte eines bewertungsbasierten Index aufgrund dieses Phänomens von ihren zugrunde liegenden Marktwerten für die einzelne Immobilie bzw. den Gesamtmarkt abweichen. Für die vorliegende Studie wird analysiert, in welchem Ausmaß Eigenschaften einer Zeitreihe von Schätzwerten bzw. eines bewertungsbasierten Index von den entsprechenden Eigenschaften der Marktwerte einzelner Immobilien bzw. einer Immobilien-Population abweichen, d. h. durch dieses Phänomen verändert werden. Bezüglich der Zeitreiheneigenschaften von Renditenreihen sind die Standardabweichungen von besonderem Interesse, aber auch die Mittelwerte werden analysiert.

⁴² Der englische Begriff ist „nonequidistant appraisal“.

⁴³ Bond und Hwang (2007, S. 1) verwenden den englischen Begriff „nonsynchronous appraisal“ und Scholes und Williams (1977, S. 1) schreiben über „nonsynchronous data“.

3.1.2 Die Modellierung bzw. Simulation des Zufallsereignisses „Bewertung“

Für die Modellierung nicht-äquidistanter bzw. nicht-synchroner Bewertungszeitpunkte von Immobilien werden Bewertungen als zufällig eintretende Ereignisse aufgefasst. In der Literatur werden ein- und mehrperiodige Ansätze zur Modellierung des Eintretens eines zufälligen Ereignisses vorgeschlagen (Bond und Hwang 2007, S. 355 f.):⁴⁴ Ein einperiodiger Ansatz ist geeignet, wenn das spezifische Ereignis mindestens einmal pro Periode eintritt. Ein mehrperiodiger Ansatz ist geeignet, wenn das Ereignis nicht in jeder Periode eintritt. Bond und Hwang (2007, S. 354), deren Studie sich u. a. mit dem Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen im Zusammenhang mit der Korrektur von Zeitreihen bewertungsbasierter Indices befasst, verwenden nach eigenen Angaben einen Ansatz von Scholes und Williams (1977) zur Modellierung des Eintretens des Ereignisses „Bewertung“. Bei diesem handelt es sich offensichtlich um einen einperiodigen Ansatz.⁴⁵ Die Annahme über die Verteilungseigenschaften eines wiederkehrenden Zufallsereignisses ist an die Entscheidung über die Wahl eines ein- oder mehrperiodigen Modellierungsansatzes geknüpft.

Bezüglich der Annahme über die Verteilung des Eintretens von Zufallsereignissen erklären Bond und Hwang (2007, S. 356): *„In finance information arrival is usually assumed to follow the Poisson distribution (for example, Easley, Hvidkjaer, and O’Hara, 2002). Then the nonsynchronous variable, which measures time difference between any two (Poisson distributed) information arrivals, follows the negative exponential distribution.“* Bond und Hwang (2007, S. 356, F. 4) ergänzen: *„In some cases the arrival time is modelled by the Weibull distribution which includes the negative exponential distribution as a special case. See for instance Dufour and Engle (2000).“* Bond und Hwang (2007) gehen in ihrer eigenen Studie davon aus, dass die zeitlichen Abstände unmittelbar aufeinander folgender

⁴⁴ Bond und Hwang (2007, S. 354) erklären: *„The effects of the nonsynchronous trading problem have been studied since its importance was first recognized by Fisher (1966). Many studies have investigated the effects on asset pricing (systematic risk) (see, e.g., Scholes and Williams 1977, Dimson 1979), while studies such as Lo and McKinlay (1990) investigate the effects of nonsynchronous trading on spurious autocorrelations.“* Bond und Hwang (2007, S. 354, F. 2) verweisen außerdem auf Kapitel 3 in Campbell et al. (1997), das eine Zusammenfassung von Studien über nicht synchronen Handel enthält.

⁴⁵ Bond und Hwang (2007, S. 354) erklären: *„In our study [the nonequidistant variable] s_{it} is not allowed to be larger than 1 because assets are appraised once in a unit time (e.g., a month or a quarter).“*

Bewertungszeitpunkte für eine einzelne Immobilie (bzw. Anlage) unabhängig und identisch negativ exponentialverteilt sind. Dabei nimmt die exponentialverteilte Zufallsvariable Werte aus dem Bereich $[0; 1]$ an.

Im Rahmen von Simulationsstudien für die Arbeit wird u. a. den Indexregeln von IPD für den UK Monthly Capital Index gefolgt. Nach diesen werden alle Immobilien der IPD-Mitglieder, deren Schätzwerte für die Berechnung des Index verwendet werden, monatlich erneut bewertet. Für die Festsetzung nicht-äquidistanter Bewertungszeitpunkte wäre daher die Wahl eines einperiodigen Ansatzes sinnvoll. Jedoch ist zu berücksichtigen, dass für die Bewertungen der IPD-Immobilien nur ein begrenzter Zeitraum von zehn Arbeitstagen am Ende eines jeden Monats eingeräumt wird. Somit sind Bewertungen vor diesem Bewertungszeitraum innerhalb einer Periode ausgeschlossen. Für die Simulationsstudien wird daher angenommen, dass die zeitlichen Vorläufe (in Arbeitstagen) der Bewertungszeitpunkte der IPD-Immobilien vor den zugehörigen Berichtszeitpunkten der Schätzwerte aus den Bewertungen in den jeweiligen Perioden über der diskreten Menge der ganzen Zahlen zwischen null und neun gleichverteilte Zufallsgrößen sind.⁴⁶ Diese Verteilungsannahme wird getroffen, da keine Anhaltspunkte für unterschiedliche Bewertungswahrscheinlichkeiten an den Arbeitstagen innerhalb eines Bewertungszeitraums vorliegen.

Durch das Phänomen der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen wird ebenfalls die Zeitreihe des NCREIF Appreciation Index verändert. Jedoch liegen keine Anhaltspunkte vor, die auf einen eingeschränkten Bewertungszeitraum innerhalb eines Quartals hindeuten oder dass überhaupt eine ungleiche Verteilung der Bewertungstage über ein Quartal gegeben ist.⁴⁷ Hier wird daher angenommen, dass für alle Arbeitstage eines Quartals eine gleiche Wahrscheinlichkeit für eine Neubewertung einer Immobilie besteht.

⁴⁶ Bei diesem Ansatz werden also nicht die Zeitspannen zwischen jeweils zwei unmittelbar aufeinander folgenden Bewertungszeitpunkten, sondern die zeitlichen Vorläufe der Bewertungszeitpunkte vor ihren korrespondierenden Berichtszeitpunkten als Zufallsvariable modelliert.

⁴⁷ Die Vorgabe eines eingeschränkten Bewertungszeitraums innerhalb einer Periode soll gewährleisten, dass die periodisch veröffentlichten Indexwerte die aktuelle Situation auf dem Immobilienmarkt widerspiegeln. Da nicht alle Immobilien des NCREIF-Portfolios für jedes Quartal neu bewertet werden, sondern für die Indexberechnung auch teilweise veraltete Werte aus Vorperioden übernommen werden (siehe Abschnitt 3.2),

Grundsätzlich kann bei der Modellierung des Phänomens im NPI-Szenario genauso wie im IPD-Szenario verfahren werden. Für die Simulationsstudien wird angenommen, dass Bewertungen von Immobilien an allen 66 Arbeitstagen eines Quartals gleich wahrscheinlich sind.

3.2 Die Phänomene der veralteten Bewertungen und der Saisonalität in den Bewertungen

3.2.1 Die Beschreibung der Phänomene

Diese beiden Phänomene betreffen den NCREIF Appreciation Index für den Markt der USA, wahrscheinlich aber nicht den IPD UK Monthly Capital Index.

In einem Quartal wird nur ein Teil der NCREIF-Immobilien durch unabhängige Gutachter erneut bewertet. Für die übrigen Immobilien werden die Gutachter-Schätzwerte aus den Vorquartalen für die Berechnung eines aktuellen Indexwerts übernommen, in denen sie zuletzt erneut von einem unabhängigen Gutachter bewertet wurden.⁴⁸ Ein Indexwert wird also aus Schätzwerten für eine Masse von Immobilien errechnet, die zu unterschiedlichen Zeitpunkten über mehrere Quartale erstellt wurden. Dieses wird als das Phänomen der veralteten Bewertungen bezeichnet.⁴⁹ Da in den vierten Jahresquartalen eines jeden Jahres stets mehr NCREIF-Immobilien erneut von unabhängigen Gutachtern bewertet wurden als in den drei übrigen Jahresquartalen, wird der NPI zusätzlich durch das Phänomen der

ist auch die Vorgabe eines Bewertungszeitraums am Ende eines jeden Quartals nicht sinnvoll. Vgl. auch Fußnote 40.

⁴⁸ Teilweise fließen in die Indexberechnung möglicherweise auch aktuelle oder veraltete Transaktionspreise ein, sofern diese für einzelne Immobilien vorliegen.

⁴⁹ Geltner und Goetzmann (1998, S. 2) bezeichnen das Phänomen als „stale valuation“ und Geltner und Miller (2001, S. 675 f.) als „stale appraisal“. Teilweise werden die Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen in der Literatur auch zusammenfassend als „zeitliche Aggregation“ beschrieben (Vgl. Geltner 1993a, S. 143).

Auf eine Verwendung unterschiedlicher Begriffe in der vorliegenden Arbeit bei Betrachtung des Phänomens auf der Ebene einer Zeitreihe für eine einzelne Immobilie einerseits und für einen Gesamtmarkt andererseits, analog zum Phänomen der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen, wird hier verzichtet, und der Begriff „veraltete Bewertungen“ wird einheitlich verwendet.

Saisonalität in den Bewertungen verändert.⁵⁰ Es kann vermutet werden, dass der NPI aufgrund dieser Phänomene die tatsächlichen Wertentwicklungen der Immobilien der NCREIF-Population nur verändert widerspiegelt. Über die Auswirkungen der Verwendung veralteter Schätzwerte bei der Indexberechnung auf die Indices erklären Poutasse und Fisher (o. J. [2001], o. S. [S. 3]): „[...] properties that were not revalued during the current quarter affect the NPI by indicating no change in value for the quarter when they have had an increase or decrease in value. Properties that were valued during the current quarter that were not valued during the previous quarter (or for several previous quarters) also distort the NPI because all change in value since the prior valuation is incorporated into the current quarter's appreciation return.“ Bezüglich des Phänomens der Saisonalität in den Bewertungen ergibt sich, dass es möglicherweise Autokorrelation zur zeitlichen Verzögerung um vier Perioden in die NPI-Renditenreihe induziert.⁵¹ Das Phänomen der Saisonalität in den Bewertungen kann selbstverständlich nur in Verbindung mit dem Phänomen der veralteten Bewertungen entstehen.

Bevor in diesem Abschnitt auf Informationen eingegangen wird, die für eine Modellierung bzw. Simulation der beiden Phänomene verwendet werden können, werden zunächst die Begriffe „interne“ und „externe“ Bewertungen erläutert.

3.2.2 Interne und externe Bewertungen

Die von unabhängigen Gutachtern durchgeführten Bewertungen werden auch als „externe“ Bewertungen bezeichnet. Dementsprechend sind „interne“ Bewertungen solche, die von der indexpublizierenden Institution bzw. ihren Mitgliedern als Besitzer der Immobilien selbst durchgeführt werden.⁵²

⁵⁰ Vgl. auch Poutasse und Fisher (o. J. [2001]), Fisher (o. J., S. 362) sowie Geltner und Goetzmann (1998, S.3) zu diesem Phänomen.

⁵¹ Vgl. auch Geltner und Miller (2001, S. 675 f.) zu „seasonality in appraisals“, insbesondere F. 38: „*The NPI has been susceptible to spikes in the fourth calendar quarters due to the fact that more properties are reappraised in the fourth quarter than in other quarters. This makes the NPI more up-to-date at the end of the calendar year than in previous quarters. The seasonal bunching of reappraisals has been gradually diminishing in the index database since the 1980s.*“

⁵² Vgl. auch NCREIF (o. J., S. 8) („FREQUENTLY ASKED QUESTIONS ABOUT NCREIF AND THE NCREIF PROPERTY INDEX (NPI)“ zu internen und externen Bewertungen.

Externe Bewertungen sind wahrscheinlich immer mit Besichtigungen von Immobilien verbunden, während interne Bewertungen teilweise auch ohne vorherige Besichtigungen der Immobilien als „Desktop“-Bewertungen durchgeführt werden. Im Rahmen von Desktop-Bewertungen werden neue Informationen verarbeitet, die sich z. B. bei Wertveränderungen von Immobilien durch Umbauten ergeben.

Im Folgenden werden Textauszüge wiedergegeben, in denen insbesondere auf die Bewertungsfrequenz der NCREIF-Immobilien eingegangen wird. Sie vermitteln den Eindruck, dass externe Bewertungen unregelmäßig durchgeführt werden und ihre Durchführung möglicherweise auch der Willkür des Portfolio-Managers unterliegt. Außerdem ist offensichtlich im Nachhinein anhand des Datensatzes nur schwer feststellbar, ob ein „Schätzwert“ aus einer externen oder einer internen Bewertung stammt. Der Informationsgehalt von „Schätzwerten“ aus internen Bewertungen scheint eher gering zu sein.

- Fisher (o. J., S. 362) erklärt zur Bewertungspolitik für NCREIF-Immobilien: *„Although investment managers report a value every quarter, managers don’t always spend the time and money to do a complete revaluation of the property. They may just adjust the value for any additional capital expenditures and have a policy of only revaluing the property if they believe there has been a significant change in value.“*
- Auch Geltner (1993b, S. 326), der sich auf den damals als Russel NCREIF-Index (RNI) bezeichneten Vorgängerindex des heutigen NPI und einen weiteren Index bezieht, äußert sich ähnlich:⁵³ *„Each index is compiled and reported quarterly. However, it is important to note that the valuations of most individual properties included in the*

⁵³ Über die Bezeichnung Russell NCREIF-index wurde auf einer Internetseite von NCREIF folgende Information gefunden: *„Although June 17, 1982, marks the official beginning of the NCREIF organization, the difficult task of uniting a highly competitive industry actually began in the late 1970's. Following several meetings, 14 investment managers agreed in principle to form a not-for-profit entity to foster research on the real estate asset class. This led to the development of a database consisting of property operating information, which used to be known as the Russell/NCREIF Property Index (the Frank Russell Company used to publish the Index). On January 1, 1995, thirteen years after its inception, NCREIF assumed full responsibility for the Index, including its publication and distribution. The index became the NCREIF Property Index (NPI), our flagship index.“* Abruf im Internet am 22. Januar 2011 unter der URL: <http://www.ncreif.org/data.aspx>.

indices are effectively updated only annually. Each quarter some properties have their valuations updated, and others do not. Properties whose values are not updated in a given quarter are reported in the index that quarter as having the same value they had the previous quarter. More properties are revalued in the fourth calendar quarter than in other quarters. This tends to cause fourth-quarter returns [...] to be of greater absolute magnitude during periods when property prices are moving consistently in one direction (either up or down)."

- Außerdem erklärt Geltner (1993b, S. 344, Endnote 8): *„The inside appraisals, by the portfolio manager’s own staff, may be made quarterly or more frequently than annually, but often with little real adjustment to the most recent outside appraisal, done usually annually by an independent firm hired by the portfolio manager.“*
- Fisher et al. (2006, S. 23) erklären in diesem Zusammenhang: *„In general, properties enter the index when they are at least 60% leased, and then remain in the index until they are sold. Properties are generally reappraised at least once per year, on a staggered basis, so that some properties are reappraised every quarter. Property values are reported into the database every quarter for every property, but commonly value reports between reappraisals simply carry over the previous valuation (or else add only the book value of any capital improvements completed during the quarter). When properties are sold their last value reported in the database is the disposition sales transaction price. [54]“*
- Clayton et al. (2001, S. 340) erklärt: *„NCREIF only requires that properties be appraised once a year.“*
- Geltner und Goetzmann (1998) liegen Daten über einzelne NCREIF-Immobilien vor. Auch sie berichten, dass die Immobilien effektiv nur einmal jährlich erneut bewertet werden. Allerdings berichten Geltner und Goetzmann (1998), dass aus den

⁵⁴ Vgl. auch Fisher et al. (2006, S. 23, F. 18): *„Properties enter the database when they are acquired, or when their investment manager joins NCREIF. Often a property’s first reported value in the database may be its acquisition transaction price, but necessarily and not always, and it is impossible to know whether or not a first reported value is a transaction price or an appraisal. Until recently, when a property was sold out of the database, its disposition transaction price was entered in the index in the quarter prior to its disposition. In constructing the transactions based index we control for this consideration so as to register transaction prices in the quarters in which the transactions were actually consummated (closed).“*

Dokumentationen von Bewertungen oftmals nicht eindeutig hervorgeht, ob eine Bewertung extern oder intern erfolgte. Sie schließen daher aus der Höhe der Wertveränderung, ob es sich um eine „ernsthafte“ Neubewertung handelte.

- Die Institution NCREIF erklärt auf ihrer Internetseite, dass jede Immobilie des NPI-„Indexportfolios“ mindestens in vierteljährlichen Zeitabständen intern oder extern neu zu bewerten ist. Außerdem ist jede Immobilie in zeitlichen Abständen von höchstens drei Jahren von einem unabhängigen Gutachter (d. h. extern) neu zu bewerten.⁵⁵ Der Eintrag im Internet wurde wahrscheinlich im Jahr 2011 vorgenommen, da er im Rahmen früherer sorgfältiger Recherchen auf der NCREIF-Homepage nicht gefunden wurde.

Insgesamt wird aus diesen Informationen die Schlussfolgerung gezogen, dass zwar jedes Quartal Neubewertungen aller NCREIF-Immobilien vorgenommen werden, jedoch nur teilweise von unabhängigen Gutachtern. Aus der Tatsache, dass Fisher (2006) und weitere Autoren nicht erwähnen, dass in den Quartalen, in denen keine Bewertungen von unabhängigen Gutachtern durchgeführt werden, zumindest interne Neubewertungen stattfinden, wird hier gefolgert, dass die Autoren den internen Bewertungen keinen wesentlichen Informationsgehalt beimessen. Es stellt sich aber die Frage nach dem qualitativen Unterschied zwischen Schätzwerten aus internen und externen Bewertungen bzw. ihrem Informationsgehalt.⁵⁶

Um den Rahmen der Untersuchungen begrenzt zu halten, wurden keine umfangreichen Recherchen zur Feststellung bzw. Messung von Qualitätsunterschieden zwischen Schätzwerten aus internen und externen Bewertungen angestellt. Es wurden aber Informationen über die Zusammensetzung des Renditenwerts des NCREIF Appreciation Index für das 3. Quartal 2009 gefunden, die einen Anhaltspunkt liefern könnten: Tabelle 2 zeigt u. a. die Zusammensetzung der „Capital Return“ des NPI für das 3. Quartal 2009 aus den Renditen

⁵⁵ Der genaue Wortlaut auf der NCREIF-Internetseite ist: „*NCREIF requires that properties included in the NPI be valued at least quarterly, either internally or externally, using standard commercial real estate appraisal methodology. Each property must be independently appraised a minimum of once every three years.*“

Abruf im Internet am 11. Juni 2011 unter der URL: <http://www.ncreif.org/faqs.aspx>.

⁵⁶ Vgl. auch Graff und Young (1999) zu qualitativen Unterschieden zwischen internen und externen Bewertungen.

von externen Bewertungen („external appraisals“), internen Bewertungen („internal valuations“) und Nichtbewertungen („No Valuation“). Mit der Kategorie „No Valuation“ könnten möglicherweise u. a. Wertveränderungen einzelner Immobilien durch Umbaumaßnahmen gemeint sein. Die Kapitalrendite für das 3. Quartal 2009 in Höhe von - 4,88 Prozent setzt sich demnach aus der Kapitalrendite aus externen Bewertungen i. H. v. - 7,09 Prozent, internen Bewertungen i. H. v. - 3,75 Prozent und Nichtbewertungen i. H. v. - 0,93 Prozent zusammen. Die Tatsache, dass die aus internen Bewertungen ermittelte mittlere Wertveränderung (stark) von null abweicht, wird hier als ein Indiz dafür angesehen, dass interne Bewertungen nicht mit einer Situation unterlassener Neubewertungen (im Sinne der Übernahme des Schätzwerts der vergangenen Periode in die laufende Periode) gleichgesetzt werden können, sondern einen nicht unwesentlichen Informationsgehalt haben.

Tabelle 2 NPI-Renditenwert für das 3. Quartal 2009 aufgeschlüsselt nach externen, internen und unterlassenen Bewertungen

| Category | Count | Income Return | Capital Return | Total Return | Share of Props | Share of Index |
|---------------------|-------|---------------|----------------|--------------|----------------|----------------|
| All Properties | 6,186 | 1.56% | -4.88% | -3.32% | 100.0% | 100.0% |
| External Appraisals | 2,647 | 1.61% | -7.09% | -5.48% | 42.8% | 42.5% |
| Internal Valuations | 2,962 | 1.54% | -3.75% | -2.20% | 47.9% | 47.1% |
| No Valuation | 577 | 1.42% | -0.93% | 0.49% | 9.4% | 10.4% |

Quelle: Folie 9 in der Präsentation “Know Your Benchmark: What NCREIF data is telling us and how it can help your firm” präsentiert auf dem NAREIM Executive Officer Meeting am 11. Januar 2011 von Doug Poutasse, Executive Director NCREIF

Weitere Informationen, die möglicherweise für eine Einschätzung der (durchschnittlichen) Qualität bzw. des (durchschnittlichen) Informationsgehalts von Schätzwerten aus internen Bewertungen im Vergleich zu Schätzwerten aus externen Bewertungen verwendet werden können, werden von Cannon und Cole (2011) bereitgestellt. Cannon und Cole (2011, S. 41 f.) geben einen Überblick über prozentuale Unterschiede zwischen Transaktionspreisen von Immobilien und ihren zugehörigen Schätzwerten, die zwei Quartale vor dem Verkaufsdatum erstellt wurden, differenziert nach externen und internen Bewertungen. Diese Informationen konnten für die vorliegende Arbeit allerdings nicht mehr berücksichtigt werden.

Für die Monte Carlo-Studien wird ein NPI-Referenzszenario angenommen, bei dem interne Bewertungen mit unterlassenen Bewertungen (d. h. der Übernahme von Werten aus Vorperioden) gleichgesetzt werden können. Darüber hinaus werden aber auch Szenarien in den Monte Carlo-Studien durchgespielt, bei denen das Phänomen der veralteten Bewertungen nicht bei der Konstruktion eines Quartalsindex auftritt. In diesem Szenario werden also alle Immobilien in jeder Periode erneut (extern) bewertet. Die Ergebnisse für dieses Szenario können für Vergleichszwecke verwendet werden, sofern unterstellt wird, dass aus internen Bewertungen ein signifikanter Informationsgewinn erzielt wird.

3.2.3 Die Modellierung bzw. Simulation der Bewertungsfrequenz

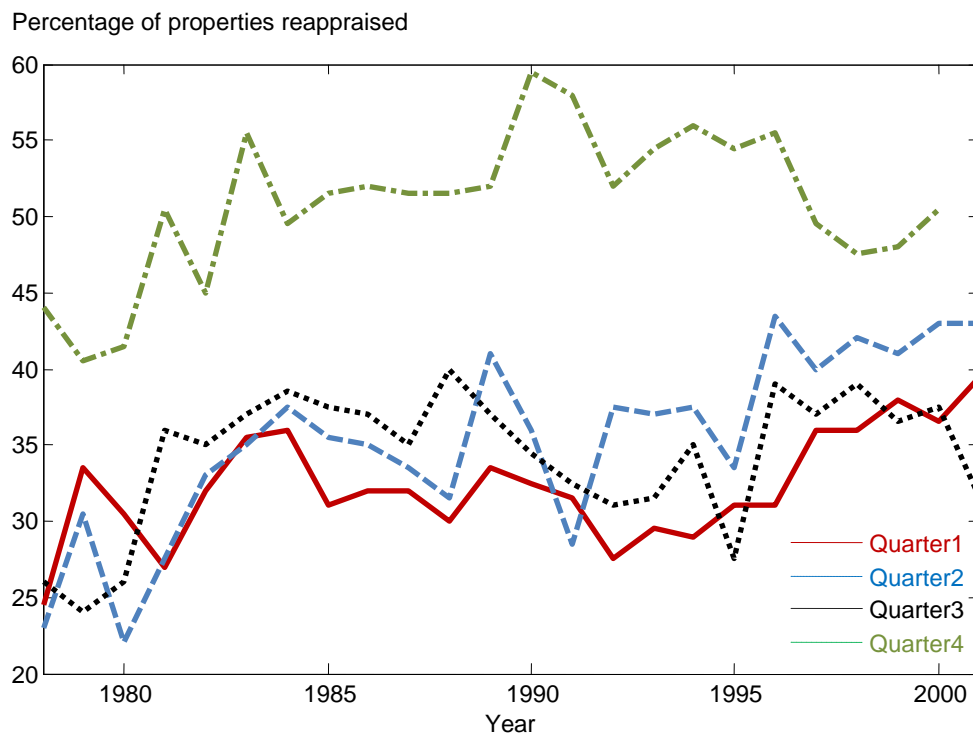
In Monte Carlo-Studien soll untersucht werden, wie sich das Einräumen eines zeitlichen Spielraums von drei Jahren zwischen zwei unmittelbar aufeinander folgenden unabhängigen Bewertungen einzelner Immobilien auf die in vierteljährlicher Periodizität fortgeschriebene NPI-Zeitreihe auswirkt. In diesem Zusammenhang ist insbesondere zu klären, wie die tatsächlichen Zeitabstände von unabhängigen Bewertungen einzelner Immobilien in der Vergangenheit verteilt waren. Für die Modellierung des Phänomens der veralteten Bewertungen werden dazu Informationen aus zwei Abbildungen verwendet:

Zunächst werden Informationen aus einer Abbildung in einer Veröffentlichung von Poutasse und Fisher (o. J. [2001], o. S. [S. 6]) gewonnen. Die Abbildung zeigt den prozentualen Anteil der „neu“ (d. h., Poutasse und Fisher meinen offenbar externe Bewertungen) bewerteten NPI-Immobilien für jedes der Quartale vom 1. Quartal 1978 bis zum 3. Quartal 2001. Darüber hinaus werden in dem Bericht jedoch keine exakten Werte der Prozentsätze für die einzelnen Quartale angegeben, so dass diese nur ungefähr aus der Abbildung abgelesen werden können. Aus den abgelesenen Prozentsätzen wurde die folgende Abbildung 2 erstellt.

Aus Abbildung 2 ist ersichtlich, dass in keinem der Quartale zwischen dem 1. Quartal 1978 und dem 3. Quartal 2001 weniger als circa 22 Prozent oder mehr als circa 59,5 Prozent der NPI-Immobilien neu bewertet wurden. Außerdem war der prozentuale Anteil der neu bewerteten NPI-Immobilien in den vierten Jahresquartalen stets höher als in den korrespondierenden ersten drei Jahresquartalen der vorgenannten Jahre. D. h. neben dem Phänomen der veralteten Bewertungen verändert auch das Phänomen der Saisonalität in den Bewer-

tungen die NPI-Zeitreihenwerte. Es wird darauf hingewiesen, dass das Phänomen der Saisonalität in den Bewertungen nur in Verbindung mit dem Phänomen der veralteten Bewertungen auftreten kann.

Abbildung 2 Prozentuale Anteile der neu bewerteten an allen Immobilien des NPI für die Quartale des Zeitraums vom 1. Quartal 1978 bis zum 3. Quartal 2001, differenziert nach Jahresquartalen



Erstellt in R

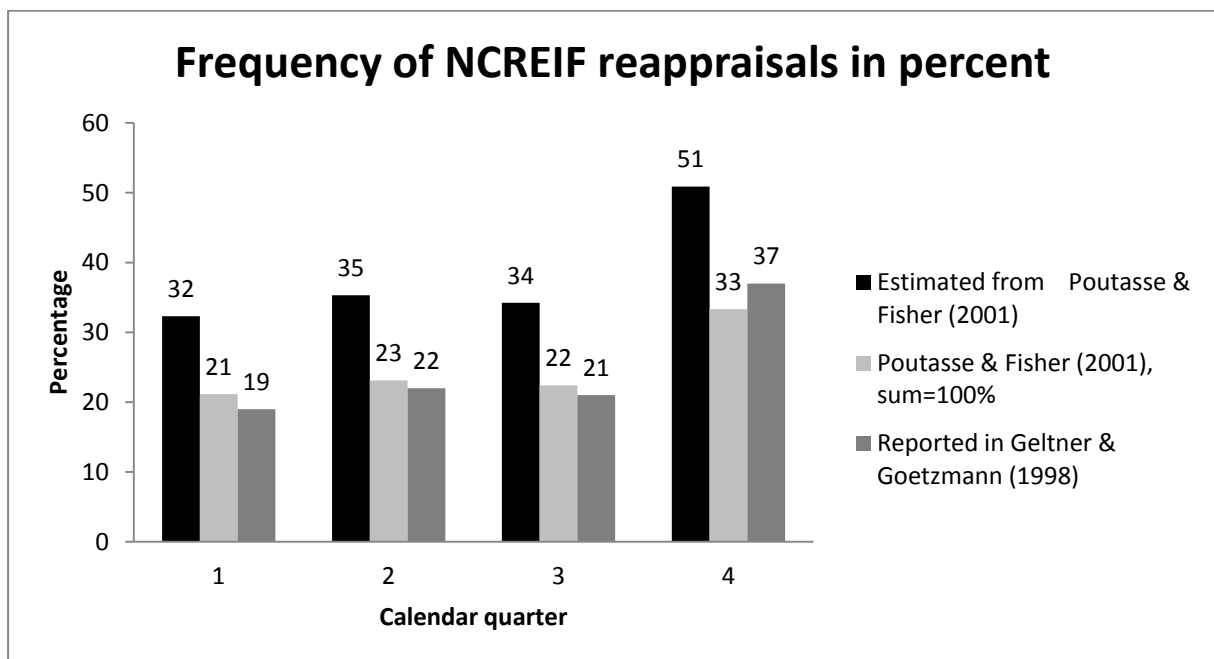
Quelle: Poutasse und Fisher (o. J. [2001])

Aus der Abbildung in Poutasse und Fisher (o. J. [2001], o. S. [S. 6]) wurden die durchschnittlichen prozentualen Anteile der neu bewerteten NPI-Immobilien für jedes der vier Jahresquartale über den Zeitraum vom 1. Quartal 1978 bis zum 3. Quartal 2001 erhalten. Es ergab sich, dass im Durchschnitt in den ersten Jahresquartalen 32,31 Prozent, in den zweiten Jahresquartalen 35,31 Prozent, in den dritten Jahresquartalen 34,23 Prozent und in den vierten Jahresquartalen 50,89 Prozent aller NPI-Immobilien erneut bewertet wurden.

Weiterhin wurde eine Studie von Geltner und Goetzmann (1998, S 23 f.) gefunden, aus der allerdings keine Informationen über prozentuale Anteile der Neubewertungen pro Jahres-

quartal, sondern über die prozentuale Aufteilung der Anzahl der Neubewertungen auf die Jahresquartale gewonnen werden. Aus den Berichten der nach ihrer Ansicht ernsthaften Bewertungen der Immobilien der NCREIF Datenbasis (die sie nach Beseitigung von annähernd dreiviertel aller Bewertungsberichte erhalten) für den 79 Quartale umfassenden

Abbildung 3 Prozentuale Anteile (externer) Neubewertungen von Immobilien im NCREIF-Bestand – Ein Vergleich der in Poutasse und Fisher (o. J. [2001]) sowie Geltner und Goetzmann (1998) vorgestellten Ergebnisse



Erstellt in Microsoft Excel

Zeitraum vom 4. Quartal 1977 bis zum 2. Quartal 1997 erhalten sie,⁵⁷ dass circa 19 Prozent aller „ernsthaften“ Bewertungen in den ersten Jahresquartalen, 22 Prozent in den zweiten, 21 Prozent in den dritten und 37 Prozent in den vierten Jahresquartalen erfolgten.⁵⁸ Um eine

⁵⁷ Vgl. Geltner und Goetzmann (1998, S. 23): „[The] database should consist nearly purely of all (and only) those value reports that reflect current quarter ‘serious’ reappraisals (or actual transaction prices, in a few cases). This results in an elimination of approximately three-quarters of all the valuation reports in the NCREIF database.”

⁵⁸ Siehe Geltner und Goetzmann (1998, Abbildung 4). Geltner und Goetzmann (1998, S. 25) berichten: „Exhibit 4 shows a histogram of the frequency of serious reappraisal by calendar quarter in the NCREIF database. About 37 percent of all reappraisals occur in the fourth calendar quarter, with about 20 percent occurring in each of the other quarters. As noted, this is why the NPI displays seasonality, or ‘spiking’ in its returns in the fourth calendar quarters.”

Vergleichbarkeit mit den Prozentsätzen aus Geltner und Goetzmann (1998) herzustellen, wird aus den in Poutasse und Fisher (o. J. [2001], o. S. [S. 6]) angegebenen prozentualen Anteilen der neu bewerteten Immobilien, differenziert nach Jahresquartalen, die prozentuale Aufteilung der Neubewertungen auf die vier Jahresquartale geschätzt, die in der Summe gleich 100 Prozent ausmachen. Wie aus der Abbildung 3 ersichtlich ist, entsprechen diese grob den in Geltner und Goetzmann (1998) angegebenen Prozentsätzen.

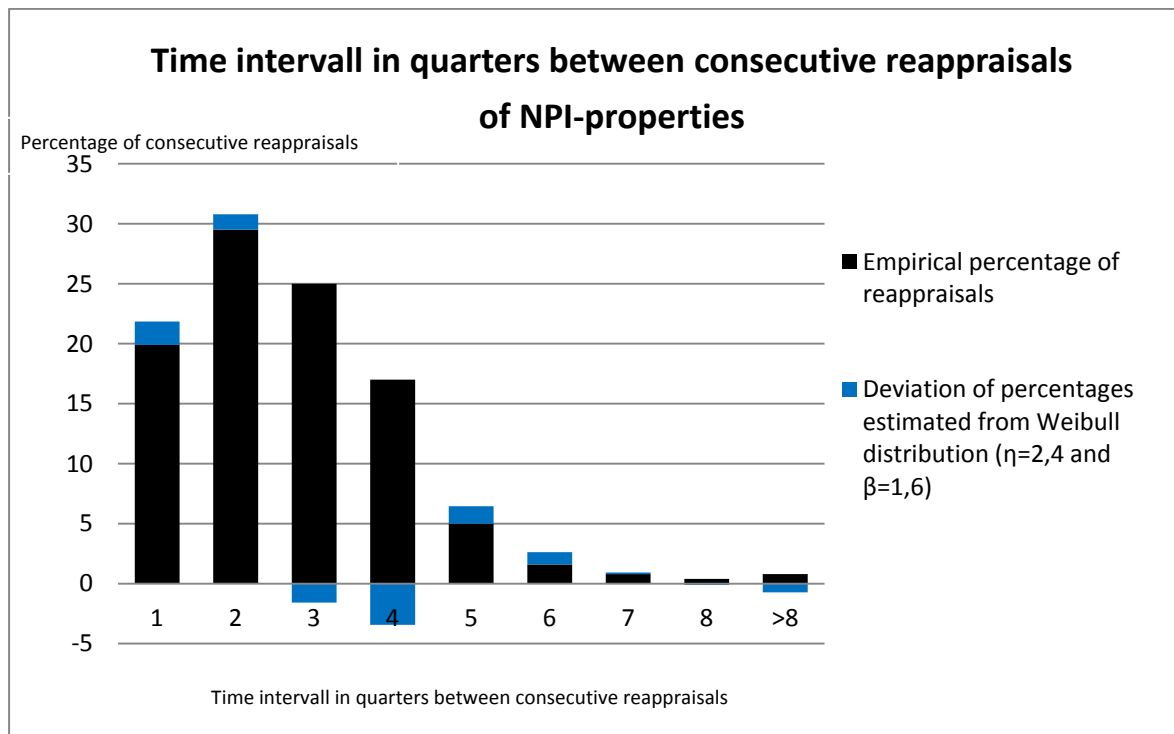
Für eine Simulation des Phänomens der veralteten Bewertungen in Verbindung mit dem Phänomen der Saisonalität in den Bewertungen wird den Prozentsätzen aus Poutasse und Fisher (o. J. [2001], o. S. [S. 6]) vertraut. Diese werden als Wahrscheinlichkeiten für Neubewertungen einer Immobilie in den vier Jahresquartalen verwendet. Die Quartale der Neubewertungen werden gemäß diesen Wahrscheinlichkeiten per Zufallsauswahl für die einzelnen Immobilien unabhängig voneinander gezogen. Dies geschieht in einer ersten Stufe eines zweistufigen Verfahrens. In der zweiten Stufe werden für die Quartale, die für Neubewertungen ausgewählt wurden, die nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungszeitpunkte ausgewählt, da dieses Bewertungsphänomen ebenfalls die NPI-Zeitreihe verändert. Dafür wird wieder angenommen, dass die Bewertungstage über den gesamten Zeitraum eines Quartals gleichverteilt sind.

Es wurden weitere Informationen gefunden, die für einen alternativen Ansatz zur Simulation des Phänomens der veralteten Bewertungen in Verbindung mit dem Phänomen der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen im Rahmen der Monte Carlo-Studien verwendet werden. Sie werden ebenfalls einer Abbildung entnommen, und zwar ist in Fisher (o. J., Seite 362) ein Histogramm abgebildet, das die prozentualen Häufigkeiten der Anzahl der Quartale aufzeigt, die zwischen zwei Bewertungszeitpunkten einer Immobilie liegen.⁵⁹ Wieder werden keine exakten Werte zu dem Histogramm angegeben, so dass für die Zwecke der vorliegenden Untersuchung die prozentualen Werte nur ungefähr aus der Abbildung abgelesen werden können. Den Werten aus dem Histogramm wird eine Weibull-Verteilung angepasst, und ihre Parameterwerte werden geschätzt. Es zeigt sich, dass eine Weibull-

⁵⁹ Genau genommen sind wieder externe oder „ernsthafte“ Bewertungen (im Sinne von Geltner und Goetzmann 1998) gemeint.

Verteilung mit den Parameterwerten $\eta = 2,4$ und $\beta = 1,6$ eine gute Anpassung an die empirische Verteilung der zeitlichen Abstände zwischen Bewertungszeitpunkten liefert.⁶⁰

Abbildung 4 Histogramm der prozentualen Häufigkeiten der Zeiträume in vollen Quartalen, die zwischen zwei Bewertungen einer NPI-Immobilie vergehen



Erstellt in Microsoft Excel

Quelle: Basierend auf einem Histogramm in Fisher, Jeffrey D. (o. J.): US commercial real estate indices: the NCREIF property index, BIS Papers No 21,

Abweichungen (blau) der aus einer Weibull-Verteilung mit den Parameterwerten $\eta = 2,4$ und $\beta = 1,6$ erhaltenen prozentualen Häufigkeiten von den empirischen Prozentsätzen.

Diese Verteilung wird für die Simulation der zeitlichen Abstände zwischen Bewertungszeitpunkten einzelner Immobilien eines Indexportfolios verwendet.⁶¹ Aus einer Zeitreihe simulierter Marktwerte für eine einzelne Immobilie und den so festgelegten Bewertungs-

⁶⁰ Für die Prüfgröße des Kolmogorov-Smirnov-Anpassungstests wird ein Wert in Höhe von 0,327 errechnet. Der kritische Wert zum Signifikanzniveau $\alpha = 0,1$ beträgt 0,388. Die Nullhypothese, dass eine Weibull-Verteilung mit den angegebenen Parameterwerten die Zeitspannen zwischen den Bewertungen beschreibt, kann damit nicht verworfen werden.

⁶¹ Vgl. auch die Ausführungen im Abschnitt 3.1 über nicht- äquidistante bzw. nicht-synchrone Bewertungen in Bezug auf die Modellierung des Eintreffens eines Ereignisses.

zeitpunkten kann dann eine durch die Phänomene der nicht-äquidistanten und veralteten Bewertungen veränderte Zeitreihe von Werten generiert werden. Im Gegensatz zu dem zweistufigen Modellansatz wird bei dieser Vorgehensweise allerdings nicht das Phänomen der Saisonalität in den Bewertungen berücksichtigt.

Die aus dem Histogramm in Fisher (o. J.) abgelesenen empirischen Prozentsätze und die Abweichungen der Prozentsätze für die unter Verwendung der Weibull-Verteilung simulierten Zeitspannen von den empirischen Prozentsätzen sind in Abbildung 4 dargestellt.

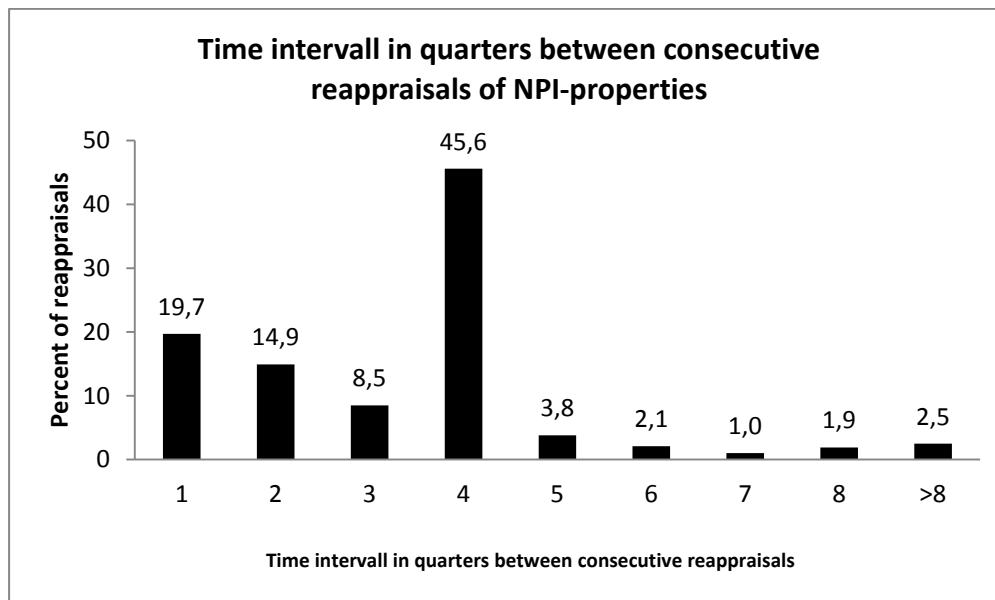
Das Histogramm zeigt, dass der Zeitabstand (in vollen Quartalen) zwischen zwei Bewertungen einer einzelnen NPI-Immobilie in circa 20 Prozent der Fälle ein Quartal beträgt, in circa 29,5 Prozent der Fälle zwei Quartale beträgt u.s.w.

Aus den Angaben in der Abbildung 4 kann errechnet werden, dass die Zeiträume zwischen zwei Bewertungen einer Immobilie in circa 80 Prozent der Fälle mehrere Quartale umfassen, die Abstände aber sehr unregelmäßig sind. Bei 9 Prozent der Bewertungen vergeht sogar mehr als ein Jahr von einer Bewertung zur nächsten. Die Angaben sind nicht mit den in einigen Studien getroffenen Annahmen vereinbar, dass jede Immobilie einmal pro Jahr neu (d. h. extern) bewertet wird, und dass das Quartal der Bewertung für eine Immobilie jedes Jahr beibehalten wird.⁶² Das folgende Histogramm (siehe Abbildung 5) nach Geltner und Goetzmann (1998, Abbildung 3) zeigt prozentuale Anteile für verschiedene Zeitspannen zwischen Bewertungen von Immobilien, die eher mit dieser Annahme vereinbar sind. Geltner und Goetzmann (1998, S. 24) erklären die Abbildung: „[The] *Exhibit* [...] shows a histogram of the length of time between reappraisals. It is most typical for reappraisals to occur annually, with over 45 percent of all reappraisals occurring at the four-quarter interval. A substantial number of appraisals occur more frequently than that, however, with some 20 percent of reappraisals occurring in consecutive calendar quarters and another 15 percent occurring at the two-quarter interval. Such greater reappraisal frequency generally occurs for larger properties, or when the investment manager suspects a major change in value may have occurred, or (in the case of properties held in separate accounts) when the client specially requests a reappraisal. Some 88.7 percent of all reappraisals occur within one year, and 97.5 percent within two years. Across the 18703 repeat-valuation observations the mean

⁶² Vgl. Geltner (1993b, S. 341), der die Entwicklung eines Reverse-Engineering-Korrekturverfahrens für bewertungsbasierte Indices darstellt und von diesen Annahmen ausgeht.

*interval between serious reappraisals is 3.49 quarters, and the median reappraisal frequency is four quarters.*⁶³

Abbildung 5 Histogramm des Zeitintervalls (in Quartalen) zwischen zwei Bewertungen einer NPI-Immobilie



Erstellt in Microsoft Excel

Quelle: Basierend auf Abbildung 3 in Geltner und Goetzmann (1998)

Der Vergleich der Abbildung 4 und der Abbildung 5 erbringt unterschiedliche Informationen über das Bewertungsphänomen.⁶⁴ Für die vorliegende Untersuchung war ein zeitaufwändiges Zusammenstellen und Abgleichen von Informationen aus verschiedenen Quellen erforderlich. Dennoch war es nicht immer möglich, zu eindeutigen Ergebnissen zu gelangen. Für die Monte Carlo-Simulationen wurde angenommen, dass die Bewertungen so erfolgen, wie von Fisher (o. J.) ermittelt (siehe Abbildung 4), da sie eine größere Zuverlässigkeit vermuten lassen.

⁶³ Die 18703 Paare wiederholter Bewertungen stammen bei dieser Studie aus einer Datenbasis von 22166 Bewertungen für den Zeitraum vom 4. Quartal 1977 bis zum 2. Quartal 1997.

⁶⁴ Hier sei angenommen, dass die Unterschiede in den Abbildungen nicht vollständig dadurch begründet werden können, dass sie auf unterschiedlichen Datensätzen für unterschiedliche Zeiträume beruhen.

3.3 Das Phänomen Appraisal-Smoothing

3.3.1 Die Beschreibung des Phänomens nach Quan und Quigley

Das Phänomen „Appraisal-Smoothing“ entsteht aus der Unsicherheit von Gutachtern über die latenten Marktwerte von Immobilien. Diese Unsicherheit führt nach Argumentation von Quan und Quigley (1989, 1991) dazu, dass ein effizientes bzw. optimales Modell für Bewertungen von Immobilien auch die Berücksichtigung früherer Werte der Immobilien beinhalten kann.

In ihren Überlegungen über fehlerbehaftete Zeitreihen von Immobilienwerten stützen sich Quan und Quigley (1989, 1991) auf eine Bewertungstechnik für Immobilien, bei der für die Ermittlung eines aktuellen Schätzwerts einer Immobilie die Transaktionspreise der in der unmittelbaren Vergangenheit gehandelten vergleichbaren Immobilien und veraltete Schätzwerte der zu bewertenden Immobilie verwendet werden.⁶⁵ Sie zeigen, dass die Verwendung früherer Schätzwerte und Transaktionspreise der zu bewertenden Immobilie auch in einem effizienten bzw. optimalen Bewertungsmodell gerechtfertigt ist, da Gutachter aus den (aktuellen) Transaktionspreisen der vergleichbaren Immobilien nur Anhaltspunkte über den Marktwert der zu bewertenden Immobilie haben und somit Unsicherheit über ihn besteht. Diese Vorgehensweise bei Immobilienbewertungen wirkt sich so aus, dass eine Zeitreihe von Schätzwerten für eine Immobilie wahrscheinlich nicht die tatsächlichen Schwankungen der

⁶⁵ Genau wie bei Quan und Quigley (1989, S. 220) wird hier für die Monte Carlo-Studien unterstellt, dass die für die Bewertung berücksichtigten vergleichbaren Immobilien und die zu bewertende Immobilie identisch sind. Quan und Quigley (1989, S. 220) erklären: *„To focus on the essentials, we consider the simplest case where comparable properties are in fact identical. This allows us to abstract from the ‘study and analysis’ that underlies adjustments for ‘price effects’ caused by differences in the physical characteristics of comparable properties.“*

Um das Entstehen eines zeitlichen Bias bei der Immobilienbewertung zu vermeiden, sollen die Transaktionen vergleichbarer Immobilien möglichst in der unmittelbaren Vergangenheit des Bewertungszeitpunkts stattgefunden haben. Ebenso wird ein räumlicher Bias durch ausschließliche Berücksichtigung der Transaktionspreise vergleichbarer Immobilien aus der räumlichen Nähe der zu bewertenden Immobilie weitgehend vermieden.

Vgl. auch Geltner (1993a, S. 143) zu zeitlichen Biases. Geltner (1993a, S. 143, F. 6) verweist bezüglich der zeitlichen Aggregation auch auf Working (1960), Tiao (1972) sowie Brown (1985). Vgl. auch Geltner und Miller (2001, S. 598 – 611 und S. 660) zum Phänomen Appraisal-Smoothing und zum zeitlichen Bias, der dort als „Temporal Lag“ bezeichnet wird.

Marktwerte bzw. Markttrenditen widerspiegelt. Die Volatilität der Renditen der Schätzwerte wird wahrscheinlich gegenüber der Volatilität der Renditen der tatsächlichen Marktwerte reduziert. Es entsteht also ein Glättungseffekt, das sog. „Appraisal-Smoothing“.

Der Schätzfehler bei Bewertungen von Immobilien ist eine Zufallsgröße und kann aus systematischen und rein zufälligen Komponenten bestehen. Je weiter die um Qualitätsunterschiede korrigierten Transaktionspreise der vergleichbaren Immobilien um ihren gemeinsamen Mittelwert streuen, desto höher ist nach Annahme von Quan und Quigley (1989, 1991) die Unsicherheit eines Gutachters über den Marktwert der zu bewertenden Immobilie. Damit ist auch der Erwartungswert des reinen Zufallsfehlers, der sich bei der Immobilienbewertung ereignet, umso höher, je weiter die qualitätsadjustierten Transaktionspreise der vergleichbaren Immobilien variieren.⁶⁶ Um den Einfluss eines reinen Zufallsfehlers auf den aktuellen Schätzwert zu reduzieren, stützt sich ein Gutachter sinnvollerweise auch auf Schätzwerte aus früheren Bewertungen und historische Transaktionspreise der zu bewertenden Immobilie. Diesen historischen Werten wird er bei der Ermittlung des neuen Schätzwerts ein umso höheres (bzw. geringeres) Gewicht beimessen, je geringer (bzw. höher) ihre Schwankungen wiederum sind und je weiter (bzw. geringer) die qualitätsadjustierten Transaktionspreise der vergleichbaren Immobilien streuen. Jedoch besteht die Gefahr, dass durch die Berücksichtigung veralteter Werte bei der Immobilienbewertung ein zeitlicher Bias entsteht.⁶⁷ Der Erwartungswert eines zeitlichen Bias ist umso höher, je weiter die veralteten Werte in der Vergangenheit zurückliegen. Offensichtlich besteht also ein Zielkonflikt zwischen der Minimierung eines reinen Zufallsfehlers durch eine höhere Gewichtung der veralteten Werte im Bewertungsmodell und der Minimierung eines zeitlichen Bias durch eine höhere Gewichtung aktueller Transaktionspreise. Im Rahmen eines effizienten Bewertungsmodells wird versucht, die Einflüsse beider Fehlerarten reiner Zufallsfehler und zeitlicher Bias auf den Schätzwert für eine Immobilie auszutarieren, bzw. den erwarteten Gesamtfehler aus beiden Fehlerarten zu minimieren. Dazu ist es erforderlich, dass der Gutachter die Anteilsgewichte $\rho = (1 - \alpha_t^i)$ für die veralteten Werte V_{t-1}^i einer Immobilie i und α_t^i für die qualitätsadjustierten Transaktionspreise M_t vergleichbarer Immobilien

⁶⁶ Mit „reiner Zufallsfehler“ ist eine rein zufällige Abweichung des Schätzwerts von dem Marktwert einer Immobilie gemeint.

⁶⁷ Vgl. auch Geltner und Miller (2001, S. 598 ff.) zu reinen Zufallsfehlern und Biases. Ein Bias ist ein systematischer Fehler.

optimal festlegt, mit denen sie in den aktuellen Schätzwert V_t^i einfließen. Dabei wird gewöhnlich in der Literatur von einem einfachen Bewertungsmodell ausgegangen, bei dem nur die veralteten Werte der jüngsten Vorperiode ($t - 1$) und nicht weiter zurück liegender Perioden berücksichtigt werden:

$$V_t^i = \alpha_t^i \cdot M_t + (1 - \alpha_t^i) \cdot V_{t-1}^i, \alpha_t^i \in]0; 1], \forall t = 1, \dots, T \quad (4)$$

Das Anteilsgewicht α_t^i wird Gutachter-alpha bezeichnet und das Gegengewicht $(1 - \alpha_t^i)$ Glättungsniveau oder Glättungsfaktor. Es kann angenommen werden, dass die Werte des Gutachter-alpha über die Immobilien und die Zeit variieren.⁶⁸ Quan und Quigley (1989, 1991) bestimmen jedoch den optimalen Wert eines Gewichts K (das in der vorliegenden Untersuchung dem Gutachter-alpha entspricht) im Rahmen ihres theoretischen Modells, das im Folgenden vorgestellt wird:

$$P_t^* = KP_t^T + (1 - K)P_{t-1}^* \text{ mit } K = \frac{\sigma_\eta^2}{\sigma_\eta^2 + \sigma_v^2} \quad (5)$$

Die Gleichung wird hier ebenso wie die Notation aus Quan und Quigley (1989, 1991) übernommen. Dabei ist

- P_t^* der Gutachter-Schätzwert der zu bewertenden Immobilie aus einer Bewertung im Zeitpunkt (bzw. in der Periode) t .
- P_t^T der Transaktionspreis einer der zu bewertenden Immobilie vergleichbaren Immobilie bzw. der Durchschnitt der Transaktionspreise mehrerer vergleichbarer Immobilien im Zeitpunkt (bzw. in der Periode) t .
- K das Gewicht, mit dem der Transaktionspreis P_t^T der vergleichbaren Immobilie in den Gutachter-Schätzwert P_t^* einfließt. Es gilt: $0 \leq K \leq 1$.

⁶⁸ Clayton et al. (2001, S. 343) erklären: „In practice, α is likely to be a function of how good the information available about the current market is. If the appraiser has had a large number of high-quality comparable sales since the last appraisal, more weight will be placed on this new information (α closer to one) and less weight to the previous appraised value. On the other hand, if the market turnover rate is very low and the appraiser has had few market sales since the last appraisal, or if new sales are not very comparable to the subject property, more weight is likely to be placed on the previous appraisal (α closer to zero).“

Clayton et al. (2001, S. 343, F. 11) verweisen außerdem auf Lang und Nakamura (1993), in deren Modell der Wert des Anpassungsparameters (α) als eine Funktion der Anzahl der Transaktionen in der jüngeren Vergangenheit in der Nachbarschaft der zu bewertenden Immobilie formuliert wird.

- $(1 - K)$ das Gegengewicht zu K .
- die Varianz σ_η^2 marktweites Rauschen, in Quan und Quigley (1991, S. 138 f.) als „market-wide noise“ bezeichnet. Es handelt sich dabei um die Varianz der Marktrenditen. Vgl. Quan und Quigley (1991, S. 138) sowie Edelstein und Quan (2005, S. 8). Allerdings wählen Quan und Quigley (1991, S. 138) nicht den Begriff Marktwerte, sondern „true price“ (wahrer Preis).
- die Varianz σ_v^2 transaktionsweites Rauschen, in Quan und Quigley (1991, S. 138 f.) als „transaction noise“ bezeichnet. Es handelt sich dabei um die Varianz der rein zufälligen Abweichung der Transaktionspreise vergleichbarer Immobilien von ihren zugrunde liegenden Marktwerten.

Quan und Quigley (1991, S. 138 f.) erklären ihr Bewertungsmodell: *„Appraisal proceeds through computation of a weighted average of the price recorded for the last transaction and the appraisers’s previous estimate, with the weights depending on the second moments of the error distributions. This result is intuitive, since the informational content of the system is summarized in its variance. If σ_v^2 , the transaction noise, is large relative to σ_η^2 , the market-wide noise, then K will take on small values and the appraiser will put more weight on the previous estimate. Thus, if the variability of prices due to condition of sale is large relative to the marketwide noise, then appraisers will rely more heavily on the previous estimate, rather than on the most recently observed transaction price. Conversely, if the variation in transaction prices due to the condition of sale is small relative to the marketwide variation, then the appraiser should place more emphasis on the transaction price.“*

Da die Marktwerte von Immobilien nicht direkt erkennbar sind, sind es auch nicht die Varianzen σ_η^2 und σ_v^2 . Für die Berechnung der optimalen Anteilsgewichte K und $(1 - K)$ (bzw. α und $(1 - \alpha)$ in der häufig in der Literatur verwendeten Notation) im Bewertungsmodell von Quan und Quigley (1989, 1991) ist jedoch die Kenntnis der Varianzen für das „transaktionsweite“ Rauschen und das „marktweite“ Rauschen erforderlich. Geltner (1993b, S. 331) schreibt über die Ermittlung des Werts des optimalen Gutachter-alpha α (d. h. K): *„[...] there is a strong argument that for annual reappraisals the ‘rational’ or ‘optimal’ level for α [...] is near $\alpha=(1/2)$. The standard deviation of e_t [69] may be approximated by the spread*

⁶⁹ Bei e_t handelt es sich um die Abweichung des Durchschnitts der aktuellen Transaktionspreise vergleichbarer Immobilien von ihrem zugehörigen durchschnittlichen Marktwert, also um einen reinen Zufallsfehler (Vgl.

of transaction prices around recent appraised values for individual properties. That is, if we take the difference between the transaction price and the most recent appraised value for a cross-sectional sample of properties that sold shortly after being appraised, then the standard deviation of this difference (as a fraction of the appraised value), should well represent the magnitude of σ_e ^[70]. Empirical evidence of this statistic for properties in the RNI^[71] is reported in Miles et al. (1991) to be slightly less than 10%. Thus $\sigma_e \approx 10\%$, or $\sigma_e^2 \approx .01$, would seem to be a good estimate for application of formula (1c).

Conventional wisdom among institutional investors has it that the volatility of commercial property returns is about one-half that of the stock market.^[72] Annual volatility in the stock market is about 20%, suggesting that a plausible figure for $\text{VAR}[r_i]$ in formula (1c) is also about $(10\%)^2$, or .01.

We may thus quantify the 'optimal' or 'rational' value for α as given approximately by formula (1c) as

$$\alpha = \text{VAR}[r_i]/(\sigma_e^2 + \text{VAR}[r_i]) \approx (.01)/(.01 + .01) = (1/2)''$$

Ungeachtet möglicher Schwierigkeiten bei der Ermittlung des optimalen Werts des Gutachter-alpha α bzw. des Glättungsniveaus $(1 - \alpha)$, ist für die Analysen der Zeitreihen von Schätzwerten für einzelne Immobilien bzw. Werte bewertungsbasierter Indices auch eher der Durchschnittswert der von Gutachtern tatsächlich verwendeten Werte des Gutachter-alpha von Interesse. Denn es besteht die Möglichkeit, dass dieser von einem optimalen Wert abweicht. Insbesondere gilt dies, wenn Gutachter die Anteilsgewichte für aktuelle und veraltete Werte in Bewertungsmodellen individuell und mittels eines heuristischen Verfahrens festlegen. Außerdem ist davon auszugehen, dass die verwendeten Werte der Gutachter-alpha über Märkte, Immobilien, Gutachter und die Zeit variieren können. Bevor weiter auf die tatsächlich verwendeten Werte des Gutachter-alpha bzw. der Glättungsniveaus eingegangen wird, soll im folgenden Abschnitt ausgeführt werden, dass die

Geltner 1993b, S. 328). Quan und Quigley (1991, S. 138) verwenden für diese Abweichung die Notation v_t . Für die Varianz σ_e^2 verwenden Quan und Quigley (1991, S. 138) die Notation σ_v^2 .

⁷⁰ Siehe Fußnote 69.

⁷¹ Gemeint ist der damals so bezeichnete Russel-NCREIF-Index (RNI), der heute als NCREIF Property Index (NPI) fortgeführt wird. Vgl. Fußnote 53.

⁷² Geltner (1993b, S. 331) verweist an dieser Stelle auf Salomon Brothers (1992).

optimale Gewichtung von Informationen in einem Bewertungsmodell an den Bewertungszweck geknüpft sein kann.

3.3.2 Unterschiede in der optimalen Gewichtung von Informationen bei Ermittlungen der Werte einzelner Immobilien und des Gesamtwerts einer Immobilien-Population

Bewertungen von Immobilien können für unterschiedliche Verwendungszwecke des resultierenden Gutachter-Schätzwerts in Auftrag gegeben werden. Beispielsweise können Schätzwerte für die Preisfindung oder als Bemessungsgrundlage für die Besteuerung bei Eigentumsübertragungen dienen oder für die Berechnungen von Indices verwendet werden. An ihren Verwendungszweck ist geknüpft, ob für einen Auftraggeber die möglichst exakten Werte jeder einzelnen Immobilie oder der exakte Gesamtwert einer Population von Immobilien (z. B. der Wert eines Portfolios aus Immobilienanlagen) von vorrangigem Interesse ist. Dies ist relevant, da zwischen den Ermittlungen von exakten Einzelwerten und des exakten Gesamtwerts einer Population von Immobilien ein Zielkonflikt bestehen kann.⁷³

Insbesondere für die Ermittlung des Werts eines bewertungsbasierten Index für einen Immobilienmarkt ist der genaue Gesamtwert (bzw. Durchschnittswert) der Masse von Immobilien von Interesse. Die Einzelwerte der Index-Immobilien sind eher von nachrangiger Bedeutung für die Allgemeinheit der Interessenten an einem Index. Außerdem ist davon auszugehen, dass die Interessen der Eigentümer der Immobilien einer Veröffentlichung (exakter) Werte einzelner Immobilien oftmals sowieso entgegenstehen. Zwar ist davon auszugehen, dass auch für die Ermittlung des Werts eines Immobilienportfolios bzw. eines Indexwerts Schätzwerte aus getrennt vorgenommenen Bewertungen für die einzelnen Immobilien verwendet werden; jedoch können sich die effizienten Vorgehensweisen der Gutachter und Anteilsgewichte (gemeint ist das Gutachter-alpha und das Glättungsniveau) für die Informationen unterschiedlicher Arten in Bewertungsmodellen bei den Bewertungen

⁷³ Clayton et al. (2001, S. 341, F. 9) erklären: „*The Quan-Quigley partial-adjustment model of appraisal is normative in that it minimizes the mean squared total appraisal error, including both purely random error and systematic lagging error, given the assumptions of their model. However, what is optimal at the individual property level (where purely random error matters) may not be optimal at the aggregate level (where systematic error is relatively more important and purely random error less important). Childs, Ott and Riddiough (2000) derive a similar result using a more general underlying return generating process.*“

der einzelnen Immobilien je nach Bewertungszweck unterscheiden. Es ist zu erwarten, dass der Gesamtwert einer Masse von Immobilien bzw. der Wert eines Immobilienportfolios auch dann sehr genau eingeschätzt wird, wenn die Schätzwerte für die einzelnen Immobilien (hohe) Zufallsfehler aufweisen, da die reinen Zufallsfehler im Prozess der Querschnittsaggregation bei der Berechnung eines Indexwerts heraus diversifiziert werden.⁷⁴ Zeitliche Biases oder andere systematische Fehler werden jedoch nicht bei der Querschnittsaggregation abgemildert bzw. eliminiert. Sofern der Gesamtwert bzw. der Durchschnittswert eines Immobilienportfolios oder einer Gruppe (für die nach Annahme ein ausreichender Diversifikationseffekt besteht) von Immobilien möglichst exakt ermittelt werden soll und gegenüber der Ermittlung der exakten Werte der einzelnen Immobilien von übergeordnetem Interesse ist, ist es daher sinnvoll, bei den einzelnen Bewertungen jeweils das Entstehen eines zeitlichen Bias zu vermeiden, während reine Zufallsfehler aufgrund des Diversifikationseffekts vernachlässigt werden können. In ein Bewertungsmodell sollten daher möglichst keine veralteten Werte einfließen und das optimale Gutachter-alpha ist gleich eins.

Gutachter werden aber gewöhnlich für Einzelbewertungen von Immobilien engagiert und nicht für die Ermittlung des Gesamtwerts einer Masse von Immobilien, wie es für die Erstellung eines exakten Indexwerts erforderlich wäre.⁷⁵ Bei diesen sind aber die optimalen Werte der Gutachter-alpha nach der im vorherigen Abschnitt geführten Argumentation gewöhnlich kleiner als eins.

Sofern Indexwerte aufgrund von Wirtschaftlichkeitsinteressen aus Schätzwerten für einzelne Immobilien errechnet werden, die bereits vorliegen und originär für individuell unterschiedliche Zwecke als Einzelbewertungen erstellt wurden, sind diese Schätzwerte für die Berechnungen von Indices suboptimal. Es ist aber fraglich, ob regelmäßige Bewertungen einer Masse von Immobilien für den ausschließlichen oder vorrangigen Zweck der Berechnungen von Indexwerten rentabel sind.

⁷⁴ Vgl. Geltner (1993b, S. 327): „Purely random errors in value estimates of individual properties should largely cancel out and diversify away in an index composed of a large cross-section of many individual properties [...]“

⁷⁵ Vgl. die Ausführungen von Geltner (1993b, S. 328) über Quan und Quigley's (1989, 1991) effizientes bzw. optimale Bewertungsmodell eines Gutachters: „[...] it is apparent that the optimal level for α is unity. Nevertheless, under present policy appraisers are hired to produce optimal appraisals for individual properties, for which the optimal level of α is clearly less than unity.“

3.3.3 Die tatsächliche Gewichtung („Gutachter-alpha“) von Informationen bei Immobilienbewertungen

Bond et al. (2006) sowie Bond und Hwang (2007, S. 362 ff.) simulieren im Rahmen von Monte Carlo-Studien das Phänomen Appraisal-Smoothing und das Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen in Zeitreihen für einzelne Anlagen durch ARMA-Prozesse. Dabei wählen sie über die einzelnen Anlagen beta- bzw. normalverteilte AR-Koeffizienten und normalverteilte MA-Koeffizienten. An die querschnittsaggregierten simulierten Einzelzeitreihen (d. h. Indices) passen sie ARFIMA-Modelle an und erzielen das Ergebnis, dass der durchschnittliche von Gutachtern verwendete Glättungsfaktor $(1 - \alpha)$ in Bewertungsprozessen eher durch den Parameter der fraktionalen Integration (FI) als durch den AR-Parameter geschätzt werden kann. Bond und Hwang (2007, S. 369 ff.) schätzen aus der Zeitreihe kontinuierlicher Renditen des NCREIF Appreciation Index ein durchschnittliches Glättungsniveau $(1 - \alpha)$ in Höhe von 0,412 mittels des Werts des fraktional integrierten Parameters d eines ARFIMA(0, d ,1)-Modells. Ihre Zeitreihe umfasst 104 logarithmierte Quartalsrenditen für den Zeitraum des ersten Quartals 1978 bis zum vierten Quartal 2003. Außerdem schätzen sie aus der Zeitreihe kontinuierlicher Renditen des IPD UK Monthly Capital Index ein durchschnittliches Glättungsniveau $(1 - \alpha)$ in Höhe von 0,482 mittels des Werts des fraktional integrierten Parameters d eines ARFIMA(0, d ,1)-Modells. Diese Zeitreihe umfasst 192 logarithmierte Monatsrenditen für den Zeitraum Januar 1988 bis Dezember 2002. Weitere Ergebnisse für ARFIMA-Modelle werden in Abschnitt 5.4 vorgestellt.

Bond und Hwang (2005, S. 7) verweisen bezüglich des Glättungsniveaus u. a. auf Studien von Chatfield (1978) und Makridakis et al. (1982), die Werte innerhalb einer Spanne von 0,3 bis 1 für plausibel halten. Außerdem verweisen Bond und Hwang (2005, S. 7 f.) auf Brown und Matysiak (1998): „*Brown and Matysiak (1998) show that for 30 randomly-selected individual properties among the Investment Property Databank (IPD) index constituents, the value of $\phi_{s,i}$ ⁷⁶ range from 0.08 to 0.95.*“

⁷⁶ In Bond und Hwang (2005, 2007) kennzeichnet $\phi_{s,i}$ das Glättungsniveau.

3.3.4 Nutzen des Modells von Quan und Quigley bei verschiedenen Bewertungstechniken

Dem theoretischen Modell von Quan und Quigley (1989, 1991) zur effizienten bzw. optimalen Verarbeitung von Informationen unterschiedlicher Arten bei der Immobilienbewertung wird in der Literatur weithin Beachtung geschenkt.⁷⁷ Seit Quan und Quigley (1989, 1991) wurde eine Fülle an Literatur über das Phänomen Appraisal-Smoothing publiziert. Eine Masse dieses Literaturstrangs bezieht sich auf das theoretische Modell von Quan und Quigley (1989, 1991). Das Modell baut jedoch auf der Annahme auf, dass Gutachter bei Immobilienbewertungen (ausschließlich) eine Bewertungstechnik anwenden, bei der sie die Transaktionspreise vergleichbarer Immobilien berücksichtigen. Dabei können bei Bewertungen einer Population von Immobilien mehrere alternative Bewertungstechniken zum Einsatz kommen. Quan and Quigley (1989, S. 219) selbst erklären dazu: *„The literature on appraisal technique is voluminous, and two welldefined methods are employed: imputations based upon observed sales of ‘comparable’ properties; and imputations based upon suitable capitalization of the income stream attributable to a property.”* Quan und Quigley (1989, S. 219, F. 2) ergänzen: *„A third method, based upon the replacement cost of real property, is recommended by some authorities despite its obvious limitations.“*

Ein Argument für die Erstellung bewertungsbasierter Indices für Märkte von Gewerbeimmobilien ist jedoch, dass transaktionsbasierte Indices aufgrund unzureichender Transaktionsdaten über vergleichbare Gewerbeimmobilien nicht erstellt werden (können). Es stellt sich daher die Frage, ob das Bewertungsverfahren unter Berücksichtigung der Transaktionspreise vergleichbarer Immobilien überwiegend bzw. überhaupt bei den Bewertungen der IPD- bzw. NPI-Gewerbeimmobilien zum Einsatz kommt. Da das Modell von Quan und Quigley (1989, 1991) und der sich auf dieses beziehende mittlerweile breite Literaturstrang auf der Annahme der Verwendung dieser Bewertungstechnik basiert, ist die Beantwortung dieser Frage sicherlich von Relevanz. Es wird jedoch auch darauf hingewiesen, dass diese Frage hier nur aufgeworfen werden soll und nicht abschließend geklärt werden

⁷⁷ Beispielsweise würdigen Yiu et al. (2006, S. 322): *„[...] Webb (1994) and Fisher, Miles, and Webb (1999) found that appraisers underestimate value in rising markets and overestimate in falling markets. These phenomena were explained by Quan and Quigley’s (1991) hypothesis on rational appraisal weighting on previous estimates (i.e., behavioral anchoring to previous estimates). It ignited the flame of research on behavioral science in appraisal bias.“*

kann. Für eine endgültige Entscheidung über die Eignung des Modells von Quan und Quigley (1989, 1991) sollten nach der hier vertretenden Ansicht umfangreiche Studien über angewandte Bewertungstechniken durchgeführt werden, die im Rahmen der Arbeit nicht angestellt werden können. Grundsätzlich wird hier aber davon ausgegangen, dass bei Bewertungen einzelner Immobilien auch mehrere Bewertungstechniken zum Einsatz kommen (können). Ein Gutachter-Schätzwert ist unter diesen Umständen eine Mischung aus den Ergebnissen mehrerer angewandter Techniken.⁷⁸ Sofern auch bei den anderen (weit verbreiteten) Bewertungstechniken, wie z. B. dem Discounted Cash Flow (DCF)-Verfahren, Abgleiche bzw. Anpassungen mit veralteten (Schätz-)Werten durch Gutachter im Rahmen von Immobilienbewertungen vorgenommen werden, ist das „Partial Adjustment“-Modell von Quan und Quigley (1989, 1991) wahrscheinlich zur Anwendung geeignet. Jedoch wäre die Vorgehensweise bei einer (sofern erforderlich) Bestimmung optimaler Anteilsgewichte (d. h. das Gutachter-alpha und das Glättungsniveau) an das Bewertungsverfahren anzupassen.

Da Gutachter grundsätzlich zwischen mehreren alternativen Bewertungsverfahren auswählen können und sich die Bewertungsverfahren teilweise in den berücksichtigten Informationen und der Art der Informationsverarbeitung unterscheiden, dürfte es für diese auch jeweils eigene effiziente bzw. optimale Bewertungsmodelle geben. Dabei ist zu erwarten, dass in Abhängigkeit von der angewandten Bewertungstechnik möglicherweise unterschiedliche, aber ähnliche Arten von Bewertungsfehlern entstehen können.

Unabhängig davon, ob das Modell von Quan und Quigley (1991, S. 127) die in der Realität angewandten Bewertungsmodelle angemessen widerspiegelt, zeigt es jedoch auf, dass die Berücksichtigung veralteter Informationen (entsprechend einem Parameterwert des „Appraisal-Smoothing“ $K < 1$ im Modell) konsistent mit einer optimalen Updating-Strategie eines Gutachters bei der Immobilienbewertung sein kann. Quan und Quigley (1991, S. 129)

⁷⁸ Firstenberg et al. (1988, S. 23) erklären dazu: „*Appraisals usually are conducted annually and are based on one of two methods or a combination of the two. If comparable properties have recently been bought or sold, then the appraisal can use their prices as benchmarks for estimating the value of properties that have not been traded. Comparability is increasingly difficult to achieve as the number and complexity of leases increases. Alternatively, the property can be valued by the discounted cash flow (DCF) method of discounting the projected net cash flows at some discount rate determined by prevailing market conditions.*“

folgern: „*This is in sharp contrast to the common conjecture that smoothing arises from flaws in methodology or even incompetence among appraisers.*”

3.4 Ergebnisse ausgewählter Studien über Auswirkungen von Bewertungsphänomenen auf die Darstellung der Wertentwicklung von Immobilienanlagen

An dieser Stelle werden nur einige Ergebnisse aus der reichhaltigen Literatur über Gutachter-Schätzwerte vorgestellt, die nicht aus der Anwendung von Korrekturverfahren, sondern empirischen oder experimentellen Studien erzielt wurden. Diese sind aus Clayton et al. (2001) entnommen:

Fisher et al. (1999) stehen Einzeldaten für 2739 Transaktionen von NCREIF-Immobilien für den Zeitraum 1978 bis 1998 zur Verfügung. Sie finden, dass in Zeiten steigender Immobilienpreise die Transaktionspreise um 4,6 Prozent höher waren als korrespondierende Schätzwerte, während in Zeiten sinkender Preise diese um 4,5 Prozent geringer waren als korrespondierende Schätzwerte. Dies deutet darauf hin, dass die Volatilität der Renditenreihen einzelner Immobilien-Schätzwerte durch Bewertungsphänomene bei Bewertungen reduziert wird.

Diaz und Wolverton (1998) untersuchen in einer experimentellen Studie die Tendenz von Gutachtern, veraltete Informationen für gegenwärtige Schätzwerte zu verwenden. Dabei lassen sie eine Gruppe von Gutachtern im Abstand von acht Monaten Bewertungen durchführen. Außerdem nehmen zum zweiten Termin auch Gutachter einer Kontrollgruppe Bewertungen der Immobilien vor, die diese nicht zuvor bewertet hatten. Diaz und Wolverton (1998) kommen zu dem Ergebnis, dass die Schätzwerte aus den wiederholten Bewertungen wesentlich näher bei ihren zugehörigen ersten Bewertungen liegen als die korrespondierenden Schätzwerte der Kontrollgruppe. Dieses Ergebnis zeigt, dass Gutachter signifikant durch ihre eigenen vorausgegangenen Bewertungen beeinflusst werden.

Clayton et al. (2001, S. 342) versuchen zu quantifizieren, in welchem Ausmaß Gutachter neue Informationen bei Bewertungen berücksichtigen bzw. sich in veralteten Bewertungen

„verankern“. Clayton et al. (2001, S. 337) erzielen folgende Ergebnisse: *„We reject the no-lag null hypothesis and find that the extent of bias-inducing behavior appears to vary over time in the manner suggested by rational appraisal behavior as the quantity and quality of contemporaneous transaction information changes. We find evidence that appraisers valuing the same property in consecutive periods anchor onto their previous appraised values, resulting in more lagging than first-time appraisals. An implied policy prescription is for investment managers to rotate appraisers so as not to allow the same appraisal firm to consecutively value the same property.“*

4 Eine Monte Carlo-Studie über die Auswirkungen von Bewertungsphänomenen auf die Abbildung der Wertentwicklung und der Risiken von Immobilienanlagen

4.1 Simulationen der Zeitreihen von Marktwerten und -renditen für einzelne Immobilien und Immobilienmärkte

Im Rahmen von Monte Carlo-Studien werden Zeitreihen der Marktwerte von Immobilien als Realisationen stochastischer Prozesse simuliert.⁷⁹ Dabei sollen die simulierten Marktwerte in ihren Zeitreiheneigenschaften möglichst realitätsnah sein. Die Marktwerte einzelner Immobilien bzw. gesamter Immobilienmärkte sind in der Realität jedoch nicht direkt erkennbar und über ihre Zeitreiheneigenschaften und Datengenerierungsprozesse besteht Unsicherheit.⁸⁰ In mehreren Monte Carlo-Studien werden daher unterschiedliche Szenarien durchgespielt, über die unter anderem die Datengenerierungsprozesse zur Simulation von Marktwerten variiert werden. Dem Ergebnisteil vorausgegriffen kann berichtet werden, dass selbst für sehr unterschiedliche Ausgangsbedingungen recht ähnliche Ergebnisse erzielt werden. Es ist daher nicht unwahrscheinlich, dass genaue Rückschlüsse bezüglich des Untersuchungsgegenstands möglich sind.

Die Abweichungen (d. h. rein zufällige oder systematische Fehler) der Gutachter-Schätzwerte für einzelne Immobilien von ihren jeweils zugrunde liegenden Marktwerten werden durch die Bewertungsphänomene verursacht und sind offenbar auch in veränderter Form auf der Markt- bzw. Indexebene festzustellen. In den Monte Carlo-Studien werden die simulierten Schätzwerte für Immobilien durch Manipulation ihrer simulierten Marktwerte generiert. Bei der Manipulation einer Zeitreihe von Immobilienwerten wird berücksichtigt, dass sowohl das zeitliche Auftreten als auch die Größenordnungen der durch die Bewertungsphänomene verursachten Fehler Zufallseinflüssen unterliegen.

Auch für die Auswahl der Periodizität, in der Zeitreihen von Marktwerten simuliert werden, ist das zeitliche Auftreten der durch die Bewertungsphänomene unterschiedlicher Arten

⁷⁹ Vgl. Hassler (2007) zu stochastischen Prozessen und ihren Eigenschaften.

⁸⁰ Hier sei angemerkt, dass allerdings auch bei beobachtbaren Erscheinungen wie z. B. zeitlich geordneten Transaktionspreisen, Unsicherheit über die ihnen zugrunde liegenden Datengenerierungsprozesse besteht.

verursachten Abweichungen zwischen den Gutachter-Schätzwerten und Marktwerten von Immobilien ausschlaggebend. Da Gutachter Bewertungen von Immobilien an Arbeitstagen durchführen, tritt das Phänomen der nicht-äquidistanten Bewertungen in der arbeitstäglichen Periodizität auf und ist daher auch in Zeitreihen arbeitstäglicher Periodizität zu simulieren. Dieses Phänomen ist ausschlaggebend für die Wahl der Periodizität, in der Marktwerte simuliert werden, da die übrigen Bewertungsphänomene erst in einer höheren (d. h. monatlichen beim Monatsindex bzw. vierteljährlichen beim Quartalsindex) Periodizität auftreten. D. h., die simulierte Zeitreihe von Marktwerten für eine einzelne Immobilie wird in einer ersten Stufe in arbeitstäglicher Periodizität mit den durch das Phänomen der nicht-äquidistanten Bewertungen verursachten Fehlern manipuliert. In aufbauenden Stufen wird die Zeitreihe in monatlicher (bei einem Monatsindex) bzw. vierteljährlicher (bei einem Quartalsindex) Periodizität mit denen durch die übrigen Phänomene verursachten Fehlern manipuliert. Die manipulierten Zeitreihenwerte für einzelne Immobilien sollen den Gutachter-Schätzwerten der Realität entsprechen. Die manipulierten Zeitreihen für einzelne Immobilien werden außerdem zu einer Zeitreihe querschnittsaggregiert, die der eines bewertungsbasierten Index entsprechen soll.

Für eine Evaluierung der Auswirkungen der Bewertungsphänomene unterschiedlicher Arten auf die interessierenden Zeitreiheneigenschaften bewertungsbasierter Indices werden die Eigenschaften der ursprünglichen und manipulierten Zeitreihen verglichen. Dazu werden die Zeitreihen in monatlicher bzw. vierteljährlicher Periodizität analysiert, da bewertungsbasierte Indices typischerweise in diesen Periodizitäten fortgeschrieben werden.

Darüber hinaus werden sie zusätzlich in noch höheren Periodizitäten analysiert, um Effekte der Bewertungsphänomene auf die Darstellung der Risiken von Immobilienanlagen, differenziert nach Anlagehorizonten („Horizonteffekte“), zu untersuchen.

Der typischen Vorgehensweise in der Finance-Literatur folgend, wird angenommen, dass der Marktwert $V_{t,\tau}^i$ einer einzelnen Immobilie i am Ende der Unterperiode (d. h. des Arbeitstags) τ der Periode (d. h. des Monats bei einem Monatsindex oder des Quartals bei einem Quartalsindex) t aus einer sämtlichen Immobilien $i = 1, \dots, n$ eines Markts gemeinsam zugrunde liegenden Marktkomponente $M_{t,\tau}$ und einer idiosynkratischen Komponente $\iota_{t,\tau}^i$

zusammengesetzt ist.⁸¹ Die idiosynkratische Wertkomponente $\iota_{t,\tau}^i$ sei über alle Immobilien und Zeitpunkte unabhängig und identisch normalverteilt mit Mittelwert $\mu^i = 0$ und Standardabweichung σ^i . Ihre Ausprägungen werden nicht durch makroökonomische Faktoren beeinflusst. Ein solches Modell wird auch als „Ein-Faktor-Modell“ bezeichnet.⁸²

$$V_{t,\tau}^i = M_{t,\tau} + \iota_{t,\tau}^i, \iota_{t,\tau}^i \sim i.i.N(\mu^i = 0, \sigma^i), \forall i = 1, \dots, n \wedge \forall t = 1, \dots, T \wedge \forall \tau = 1, \dots, \Psi. \quad (6)$$

Für die Berechnung eines Index zur Darstellung der Wertentwicklung einer Gruppe von Immobilien bzw. eines Immobilienmarkts würden die Marktwerte der einzelnen Anlagen Querschnitts-aggregiert. Dabei würden die idiosynkratischen Komponenten der Einzelwerte herausdiversifiziert und es verbliebe die Marktkomponente. Das bedeutet, die Marktkomponente entspricht zugleich einem unverzerrten (d. h. nicht durch die Bewertungsphänomene veränderten) Indexwert. Die Marktwerte der einzelnen Immobilien bzw. eines Gesamtmarkts (d. h. die Marktkomponente) sind in der Realität jedoch nicht erkennbar. Daher besteht in der Realität auch nicht diese Möglichkeit der Erstellung eines unverzerrten Index. In den Monte Carlo-Studien können die Marktwerte aber simuliert werden und stehen daher für Vergleichszwecke mit den ebenfalls simulierten fehlerbehafteten Schätzwerten für einzelne Immobilien bzw. Werten eines bewertungsbasierten Index zur Verfügung.

Da die idiosynkratischen Komponenten bei der Querschnittsaggregation der (Renditen-) Werte im Falle einer hohen Anzahl n einzelner Anlagen sowieso wieder herausdiversifiziert werden, wird im Rahmen der Monte Carlo-Studien auf ihre Simulation verzichtet. Vereinfachend wird angenommen, dass die Marktwerte der einzelnen Immobilien mit ihrer gemeinsam zugrunde liegenden Marktkomponente übereinstimmen:

⁸¹ Die Marktkomponente wird auch als „systemische“ Komponente bezeichnet und kann als Konglomerat aller systemrelevanter Einflussfaktoren auf die Marktwerte aller Immobilien eines Markts aufgefasst werden.

Alternativ können die Abweichungen (d. h. idiosynkratischen Komponenten) der Marktwerte der einzelnen Immobilien von ihrer gemeinsam zugrunde liegenden systemischen Komponente als additive oder multiplikative Elemente modelliert werden.

⁸² Beispielsweise modellieren Hamerle et al. (2003) den Einfluss von systematischen Kreditrisikofaktoren auf Renditen von Anlagen mit einem Ein-Faktor-Modell.

$$V_{t,\tau}^i = M_{t,\tau}, \forall i = 1, \dots, n \quad (7)$$

In den Monte Carlo-Studien wird also nur die Zeitreihe der Marktkomponente für einen Immobilienmarkt simuliert. Die Zeitreihen der Marktwerte für die einzelnen Immobilien werden durch Vervielfältigung der Zeitreihe der Marktkomponente erhalten. Danach werden die Zeitreihen der Marktwerte der einzelnen Immobilien unabhängig voneinander mit den unterschiedlichen Arten von Bewertungsphänomenen manipuliert. Sie sollen den Zeitreihen der Gutachter-Schätzwerte entsprechen und werden für die Berechnung eines bewertungsbasierten Index querschnittsaggregiert.⁸³ Da das zeitliche Auftreten und die Größenordnungen der durch die Bewertungsphänomene verursachten Fehler zufallsbeeinflusst sind, unterscheiden sich die für die n Immobilien simulierten Zeitreihen von Schätzwerten mit approximativer Wahrscheinlichkeit eins.

Im Folgenden wird die Simulation der zeitlichen Entwicklung der Marktkomponente $M_{t,\tau}$ (die nach Annahme den Marktwerten $V_{t,\tau}^i$ entspricht) vorgestellt:

Zunächst wird eine Zeitreihe kontinuierlicher Markttrenditen $r_{t,\tau}$ für die Unterperioden (z. B. Arbeitstage) $\tau = 1, \dots, \Psi$ der Perioden (z. B. Monate oder Quartale) $t = 1, \dots, T$ simuliert, aus der dann auch eine Zeitreihe von Marktwerten $M_{t,\tau}$ errechnet wird. Der Anfangswert der Zeitreihe von Marktwerten bezieht sich auf den Zeitpunkt 0 (Beginn der ersten Periode) und wird gleich einhundert gesetzt, d. h. $M_{t=0,\tau=0} = 100$. Die Marktwerte $M_{t,\tau}$ an den Enden der

⁸³ Auf die Modellierung der idiosynkratischen Komponenten durch Zufallszahlen in den Monte Carlo-Studien wurde verzichtet, da bei der hohen Anzahl der Versuchsdurchläufe nicht zu vermeiden war, dass vereinzelt unrealistisch hohe Zufallszahlen als Repräsentanten für die Komponenten gezogen wurden, die die Durchführung einer Monte Carlo-Studie störten.

Angenommen sei, dass der Wert eines bewertungsbasierten Index $I_{t,\tau}$ aus den Schätzwerten $S_{t,\tau}^i$ für alle einzelne Immobilien eines Markts durch Querschnittsaggregation errechnet wird und sich ein Schätzwert als Funktion aus dem Marktwert $V_{t,\tau}^i$ und durch die Bewertungsphänomene verursachten Fehler $B_{t,\tau}^i$ ergibt:

$I_{t,\tau} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n S_{t,\tau}^i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(V_{t,\tau}^i, B_{t,\tau}^i)$. Dann ist eine Vernachlässigung der Modellierung der idiosynkratischen Komponenten bei der Berechnung der Marktwerte für die einzelnen Immobilien insbesondere zulässig, wenn $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(V_{t,\tau}^i, B_{t,\tau}^i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(M_{t,\tau}, B_{t,\tau}^i) + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(l_{t,\tau}^i, B_{t,\tau}^i)$ und $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(l_{t,\tau}^i, B_{t,\tau}^i) = 0$ gilt.

Unterperioden $\tau = 1, \dots, \Psi$ der Perioden $t = 1, \dots, T$ werden aus den kontinuierlichen Renditen $r_{t,\tau}$ wie folgt errechnet:⁸⁴

$$M_{t,\tau} = \begin{cases} \exp(r_{t,\tau}) \cdot M_{t-1,\tau=\Psi} & \text{if } \tau = 1 \\ \exp(r_{t,\tau}) \cdot M_{t,\tau-1} & \text{else} \end{cases}, \forall t = 1, \dots, T \wedge \forall \tau = 1, \dots, \Psi \wedge M_{t=0,\tau=0} = 100. (8)$$

Die Marktwerte der Immobilien $i = 1, \dots, n$ eines Markts in einem Zeitpunkt $\{t, \tau\}$ werden gleich dem Wert der ihnen gemeinsam zugrunde liegenden systemischen Marktkomponente gesetzt:

$$V_{t,\tau}^i = M_{t,\tau}, \forall i = 1, \dots, n \wedge \forall t = 1, \dots, T \wedge \forall \tau = 1, \dots, \Psi \wedge V_{t=0,\tau=0}^i = M_{t=0,\tau=0} = 100. (9)$$

Dabei werden die kontinuierlichen Markttrenditen in arbeitstäglicher Periodizität wie folgt generiert:

$$\begin{aligned} r_{t,\tau} &= \mu + f \varepsilon_{t,\tau} \wedge \varepsilon_{t,\tau} \sim i.i.N(0, 1), \forall t = 1, \dots, T(p) \wedge \forall \tau = 1, \dots, \Psi \\ &\wedge \mu = \bar{\mu}, f \in \mathbb{R}. \end{aligned} (10)$$

Definitionen:

- $r_{t,\tau}$ ist die Rendite der Marktkomponente eines Immobilienmarkts bzw. Markttrendite einer einzelnen Immobilie der Unterperiode τ der Periode t . Die Markttrenditen sind aufgrund der Unabhängigkeitsannahme bezüglich der Residuen nicht autokorreliert.
- p ist ein Platzhalter für die monatliche ($p = m$) oder vierteljährliche ($p = q$) Periodizität, in der Indexwerte fortgeschrieben werden.
- μ ist der Mittelwert der arbeitstäglichen Renditen. Er wird als zeitkonstant angenommen, d. h. $\mu = \bar{\mu} \in \mathbb{R}$, so dass die Indizierung $\{t, \tau\}$ entfallen kann.
- $\varepsilon_{t,\tau}$ ist die stochastische Komponente der Markttrendite. Sie ist „Weisses Rauschen“ und wird als identisch und unabhängig standardnormalverteilte Zufallsvariable simuliert: $\varepsilon_{t,\tau} \sim i.i.N(\mu_\varepsilon = 0, \sigma_\varepsilon = 1)$.
- f ist ein reellwertiger und konstanter Faktor, durch den die Standardabweichung der Zeitreihe von Markttrenditen festgelegt wird.

⁸⁴ Dabei werden durch den Laufindex $\{t, \tau\}$ im Zusammenhang mit Renditen als Flussgrößen die Periode $\{t, \tau\}$ und im Zusammenhang mit Marktwerten als Bestandsgrößen die Zeitpunkte an den Enden der Perioden $\{t, \tau\}$ bezeichnet.

Für einige Monte Carlo-Studien wird angenommen, dass die mittlere Rendite gleich null ist, d. h. $\mu = 0$. Dann ergibt sich:⁸⁵

$$r_{t,\tau} = f \varepsilon_{t,\tau} \wedge \varepsilon_{t,\tau} \sim i.i.N(0,1), \forall t = 1, \dots, T(p) \wedge \forall \tau = 1, \dots, \Psi \wedge f \in \mathbb{R}. \quad (11)$$

Eine nach dieser Vorschrift generierte Zeitreihe von Renditen entspricht aber eher einem informationseffizienten Markt, da die Renditen zeitlich unkorreliert sind.

Für das Szenario eines nicht informationseffizienten Immobilienmarkts wird der generierten Renditenreihe nachträglich eine Autokorrelationsstruktur auferlegt.⁸⁶ Dazu wird eine zeitliche Verzögerung des unmittelbaren Einflusses von Informationen auf Marktwerte um bis zu einer Periode gewählt. Darüber hinaus wird zugelassen, dass die Werte der autoregressiven (AR) Parameter des Datengenerierungsprozesses selbst zeitlich variieren können.⁸⁷

Den simulierten Renditen wird daher nach folgender Vorschrift eine Autokorrelationsstruktur auferlegt:

$$r_{t,\tau}^{AC} = \begin{cases} (1 - \beta_t)r_{t,\tau} + \sum_{z=1}^{\Psi} \beta_{t,\tau} r_{t-1,z}^{AC} & \text{if } \tau = 1 \\ (1 - \beta_t)r_{t,\tau} + \sum_{z=\tau}^{\Psi} \beta_{t,\tau} r_{t-1,z}^{AC} + \sum_{z=1}^{\tau-1} \beta_{t,\tau} r_{t,z}^{AC} & \text{else} \end{cases} \quad (12)$$

$$\wedge \beta_{t,\tau} = \beta_t \cdot 0,5^\tau, \forall t = 1, \dots, T(p) \wedge \forall \tau = 1, \dots, \Psi \wedge r_{1,1}^{AC} = r_{1,1}$$

⁸⁵ Unter anderem wird in Monte Carlo-Studien untersucht, wie die Zeitpunkte minimaler und maximaler Indexwerte durch die Bewertungsphänomene gegenüber den tatsächlichen Wendepunkten am Markt verschoben werden. Für diese Teilstudien wird eine mittlere Rendite von null angenommen.

⁸⁶ Vgl. Box und Jenkins (1970) zu autoregressiven Zeitreihen.

⁸⁷ In einigen Monte Carlo-Studien wird das Szenario eines informationseffizienten Immobilienmarkts durchgespielt. Außerdem werden in eigenständigen Monte Carlo-Studien Szenarien durchgespielt, bei denen die Autokorrelationsstruktur der Renditenreihen zeitlich konstant gesetzt wird. Diese wird jedoch auch über die Simulationsdurchläufe einer Monte Carlo-Studie verändert. Die Ergebnisse für diese Szenarien werden in der Arbeit aus Platzgründen nicht vorgestellt. Sie entsprechen aber grundsätzlich den Ergebnissen aus den Szenarien für eine zeitlich variierende Autokorrelation. Jedoch ist die Spanne der aus den Simulationsdurchläufen einer Monte Carlo-Studie erzielten Ergebnisse etwas weitreichender. In der Arbeit werden nur Ergebnisse für Szenarien einer zeitveränderlichen Autokorrelationsstruktur einer Renditenreihe vorgestellt. Hier wird angenommen, dass eine zeitveränderliche Autokorrelationsstruktur realitätsnäher als eine zeitkonstante Autokorrelationsstruktur ist, insbesondere da sich die Zeitreihen auf mehrere Jahrzehnte beziehen sollen.

mit

$$\beta_{t+1} = (1 - \gamma)\beta_t + \gamma\epsilon_t \wedge \epsilon_t \sim i.i.Beta(b = 0,8; c = 1 - b),$$
$$\forall t = 1, \dots, T(p) \wedge \gamma = \bar{\gamma} = 0,3 \wedge \beta_1 = \epsilon_1$$

Der Wert von β_t liegt im Intervall $[0; 1]$. Die generierte Renditenreihe ist in dem Bereich stationär, bei dem $\beta_t < 1$ gilt, und sonst integriert mit Ordnung eins.⁸⁸

Im Folgenden wird die Manipulation der simulierten Zeitreihe von Marktwerten zur Generierung einer durch die Bewertungsphänomene veränderten Zeitreihe von Schätzwerten bzw. Indexwerten beschrieben. Die Kennzeichnung einer autokorrelierten Zeitreihe mit dem oberen Index „AC“ wird im Folgenden fallen gelassen, da sich für die Manipulationen der Zeitreihen keine Unterschiede dadurch ergeben, dass sie zeitlich korreliert bzw. unkorreliert sind. D. h., auch für autokorrelierte Renditen $r_{t,\tau}^{AC}$ wird wieder die Notation $r_{t,\tau}$ übernommen.

4.2 Die Simulation des Einflusses der Bewertungsphänomene auf die Zeitreihen von Werten für einzelne Immobilien und auf die Indices für Immobilienmärkte

4.2.1 Die Festlegung der Periodizität, in der simulierte Zeitreihen verglichen werden

Die Zeitreihen der Werte $V_{t,\tau}^i$ für die einzelnen Immobilien $i = 1, \dots, n$ werden nach Annahme unabhängig voneinander durch die Bewertungsphänomene unterschiedlicher Arten verändert. Da das zeitliche Auftreten und die Ausprägungen der durch die Bewertungsphänomene unterschiedlicher Arten verursachten Fehler Zufallseinflüssen unterliegen, werden für die einzelnen Immobilien unterschiedliche Zeitreihen von

⁸⁸ Vgl. z. B. Box und Jenkins (1970), Gujarati (2009) oder Maddala (2009) zur Stationarität bzw. Integration von Zeitreihen. Sofern Renditen integriert der Ordnung eins sind, kann sich in dem Bereich einer Zeitreihe eine Spekulationsblase bilden.

Schätzwerten $V_t^{b,i}$ erhalten.⁸⁹ Sodann werden die manipulierten Einzelwerte (d. h. Schätzwerte) zu Werten I_t^b eines bewertungsbasierten Index querschnittsaggregiert.

Die durch die Bewertungsphänomene veränderten Zeitreihen von Werten für einzelne Immobilien $V_t^{b,i}, \forall i = 1, \dots, n \wedge \forall t = 1, \dots, T(p)$ bzw. einen Markt $I_t^b, \forall t = 1, \dots, T(p)$ werden mit der ursprünglichen Zeitreihe der Marktkomponente $M_t, \forall t = 1, \dots, T(p)$ in der Periodizität p nach verschiedenen Kriterien verglichen. Dabei werden bei Monatsindices die Zeitreihen in der monatlichen Periodizität ($p = m$) und zusätzlich genauso wie bei Quartalsindices in der vierteljährlichen ($p = q$), jährlichen ($p = a$) und in noch höheren Periodizitäten (u. a. zur Analyse von Risiken für verschiedene Anlagehorizonte) verglichen. Diese Periodizitäten werden im Folgenden vereinfacht als „Analyseperiodizität“ bezeichnet und können höher sein als die „Fortschreibungsperiodizität“ eines Index.

Die Zeitreihen werden allerdings nicht nur in ihren Niveaus, sondern auch in ihren Veränderungen (d. h. ersten Differenzen logarithmierter Werte) betrachtet. D. h., die durch die Bewertungsphänomene veränderten Renditen für einzelne Immobilien $r_t^b, \forall t = 1, \dots, T(p)$ bzw. eines Gesamtmarkts (d. h. Indexrenditen) $ir_t^b, \forall t = 1, \dots, T(p)$ werden ebenfalls ihren (ursprünglichen) Marktrenditen $r_t, \forall t = 1, \dots, T(p)$ in unterschiedlichen Periodizitäten (p) gegenübergestellt und nach verschiedenen Kriterien verglichen.

4.2.2 Die Simulation nicht-äquidistanter bzw. nicht-synchroner Bewertungszeitpunkte

In diesem Abschnitt wird die Simulation einer Zeitreihe nicht-äquidistanter Werte für eine einzelne Immobilie bzw. nicht-synchroner Werte für einen gesamten Markt beschrieben. Ausgangspunkt sind die simulierten Zeitreihen von Marktwerten in arbeitstäglicher Periodizität.

Zunächst werden die nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungszeitpunkte für die einzelnen Immobilien und Perioden unabhängig voneinander per Zufallsauswahl ausgewählt. Dazu wird die Variable η_t^i definiert als der zeitliche Vorlauf in Arbeitstagen (bzw. allgemein: in Unterperioden) des Bewertungstags $t, \tau = \Psi - \eta_t^i$ einer Immobilie i vor dem

⁸⁹ Dabei soll der obere Index „b“ für „biased“ stehen.

Berichtstag $t, \tau = \Psi$ in einem Monat bzw. Quartal (bzw. allg.: in der Periode t). Die Berichtstage der Schätzwerte für die Immobilien $i = 1, \dots, n$ entsprechen also den letzten Arbeitstagen $\tau = \Psi$ der Perioden $t = 1, \dots, T$.

Für das „IPD-Referenzszenario“ wird angenommen, dass die Variable η_t^i unabhängig und identisch über der diskreten Menge von zehn Arbeitstagen $\{0, 1, \dots, 9\}$ gleichverteilt ist, d. h. $\eta_t^i \sim i.i.d. \{0, 1, \dots, 9\}, \forall i = 1, \dots, n \wedge \forall t = 1, \dots, T(m)$. D. h., im Rahmen der Simulationsstudien wird davon ausgegangen, dass der Bewertungstag entweder mit dem Berichtstag zusammenfällt ($\eta_t^i = 0$) oder einem der neun dem Berichtstag vorangehenden Arbeitstage entspricht ($\eta_t^i = 1, \dots, 9$). Für eine Analyse der Auswirkungen des Einräumens eines zeitlich begrenzten Bewertungszeitraums wird zusätzlich ein alternatives Szenario durchgespielt, bei dem sich der Bewertungszeitraum über die gesamte Periode (d. h. einen Monat von 22 Arbeitstagen) erstreckt, d. h.

$$\eta_t^i \sim i.i.d. \{0, 1, \dots, \Psi - 1 = 21\}, \forall i = 1, \dots, n \wedge \forall t = 1, \dots, T(m).$$

Für das „NPI-Referenzszenario“ wird angenommen, dass die Bewertungstage der Immobilien über der diskreten Menge aller 66 Arbeitstage $\{0, 1, \dots, 65\}$ eines Quartals unabhängig und identisch gleichverteilt sind, d. h. $\eta_t^i \sim i.i.d. \{0, 1, \dots, \Psi - 1 = 65\}, \forall i = 1, \dots, n \wedge \forall t = 1, \dots, T(q)$. Abweichend von diesem Referenzszenario werden für einen Quartalsindex im Rahmen von Sensitivitätsanalysen Szenarien durchgespielt, bei denen von einem eingeschränkten Bewertungszeitraum von 30 bzw. zehn Arbeitstagen am Ende eines Quartals ausgegangen wird.

Gekennzeichnet wird der durch das Phänomen der nicht-äquidistanten Bewertungen veränderte Wert $V_t^{\eta, i}$ für die Immobilie i in der Periode t durch den Buchstaben η . Er wird aus dem Marktwert V_{t-1} am Ende der Vorperiode $t - 1$, multipliziert mit der exponierten Summe der arbeitstäglichen Markttrenditen $r_{t, \tau}$ über den Zeitraum der Arbeitstage $\tau = 1$ bis $\tau = \Psi - \eta_t^i$ der Periode t , errechnet:

$$V_t^{\eta, i} = V_{t-1} \cdot \exp \left\{ \sum_{\tau=1}^{\Psi - \eta_t^i} r_{t, \tau} \right\}, \forall i = 1, \dots, n \wedge \forall t = 1, \dots, T \wedge V_{t=0}^{\eta, i} = V_{t=0} \quad (13)$$

Die Anfangswerte $V_{t=0}^{\eta, i}$ der durch das Phänomen der nicht-äquidistanten Bewertungen veränderten Zeitreihen von Werten für die Immobilien $i = 1, \dots, n$ werden gleich den Anfangswerten der Zeitreihen von Marktwerten $V_{t=0}$ gesetzt. Die Beziehung zwischen den

durch das Phänomen der nicht-äquidistanten Bewertungen veränderten Werten einer Immobilie $V_{t-1}^{\eta,i}$ und $V_t^{\eta,i}$ zweier aufeinander folgender Zeitpunkte $t - 1$ und t ist:

$$V_t^{\eta,i} = V_{t-1}^{\eta,i} \cdot \exp \left\{ \sum_{\tau=\psi-\eta_{t-1}^i+1}^{\psi} r_{t-1,\tau} + \sum_{\tau=1}^{\psi-\eta_t^i} r_{t,\tau} \right\} \quad (14)$$

Dementsprechend wird der Wert der durch das Phänomen der nicht-äquidistanten Bewertungen veränderten Rendite $r_t^{\eta,i}$ für die Immobilie i und die Periode t wie folgt errechnet:

$$r_t^{\eta,i} = \ln(V_t^{\eta,i}) - \ln(V_{t-1}^{\eta,i}) = \sum_{\tau=\psi-\eta_{t-1}^i+1}^{\psi} r_{t-1,\tau} + \sum_{\tau=1}^{\psi-\eta_t^i} r_{t,\tau}, \quad (15)$$

$$\forall i = 1, \dots, n \wedge \forall t = 1, \dots, T$$

Der Renditenwert ir_t^{η} für die Periode t einer durch das Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen veränderten Indexzeitreihe wird als querschnittsaggregierter Durchschnitt der durch das Phänomen der nicht-äquidistanten Bewertungen veränderten Renditen $r_t^{\eta,i}$ für die einzelnen Immobilien $i = 1, \dots, n$ errechnet:⁹⁰

$$ir_t^{\eta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n r_t^{\eta,i}, \forall t = 1, \dots, T. \quad (16)$$

Die Werte I_t^{η} einer durch das Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen veränderten Indexzeitreihe werden aus den „nicht-synchronen“ Indexrenditen ir_t^{η} errechnet. Dabei wird der erste Indexwert gleich 100 gesetzt.

$$I_t^{\eta} = I_{t-1}^{\eta} \cdot \exp(ir_t^{\eta}), \forall t = 1, \dots, T \wedge I_{t=0}^{\eta} = 100. \quad (17)$$

⁹⁰ Es wird also ein gleichgewichteter und nicht ein wertgewichteter Index errechnet. Übrigens errechnen auch Fisher et al. (2006, S. 27) einen gleichgewichteten Transactions Based Index aus Transaktionspreisen und Gutachter-Schätzwerten von NCREIF-Immobilien. Dagegen ist der originale NCREIF Appreciation Index ein wertgewichteter Index (Vgl. Fisher et al. 2006, S. 16). Für die vorliegende Studie lagen jedoch keine genauen Informationen über die Verteilung der Werte von NCREIF-Immobilien zur Simulation der Zeitreihe eines wertgewichteten Index vor.

4.2.3 Die Simulation von veralteten Bewertungen und von saisonal unregelmäßigen Bewertungen

Für die Simulationen der durch das Phänomen der veralteten Bewertungen veränderten Zeitreihen von Werten $V_t^{S,i}$ für die einzelnen Immobilien $i = 1, \dots, n$ und die Perioden $t = 1, \dots, T$ aus der Zeitreihe der Marktwerte V_t werden zunächst die Quartale der (externen) Neubewertungen $y^i \subseteq \{t\}$ per Zufallsauswahl festgelegt. Dafür wird der Bernoulli-verteilten Zufallsvariablen v_t^i , der Wert eins mit der Wahrscheinlichkeit p und der Wert null mit der Wahrscheinlichkeit $(1 - p)$ zugeordnet. Dabei indiziert $v_t^i = 1$, dass eine Immobilie i in dem Quartal t erneut bewertet wird, und $v_t^i = 0$, dass sie nicht erneut bewertet wird, sondern der jüngste aktuelle Schätzwert aus den Vorperioden als Immobilienwert in die laufende Periode übernommen wird. Die Quartale der Neubewertungen sind über die Immobilien und alle Quartale unabhängig und identisch verteilt, d. h. $v_t^i \sim i. i. B\{0, 1\} \wedge p(v_t^i = 1) = c \in [0; 1], \forall i = 1, \dots, n \wedge \forall t = 1, \dots, T$.

Sofern eine Realisation der Bernoulli-verteilten Zufallsvariablen eine Neubewertung für eine Immobilie i in einem Quartal t anzeigt ($v_t^i = 1$), wird der Wert $V_t^{S,i}$ der durch das Phänomen der veralteten Bewertungen veränderten Zeitreihe gleich dem Marktwert V_t für den Zeitpunkt t gesetzt.⁹¹ Sofern die Realisation der Bernoulli-verteilten Zufallsvariablen keine Neubewertung anzeigt ($v_t^i = 0$), wird der Wert $V_t^{S,i}$ der durch das Phänomen der veralteten Bewertungen veränderten Zeitreihe gleich dem unmittelbaren Vorgängerwert $V_{t-1}^{S,i}$ in der Zeitreihe gesetzt. Davon abweichend wird der Anfangswert einer durch das Phänomen der veralteten Bewertungen veränderten Zeitreihe gleich dem Anfangswert der Zeitreihe der Marktwerte gesetzt, d. h. $V_{t=0}^{S,i} = V_{t=0}$:

$$V_t^{S,i} = \begin{cases} V_t & \text{if } v_t^i = 1 \\ V_{t-1}^{S,i} & \text{if } v_t^i = 0 \end{cases} \wedge p(v_t^i = 1) = c \in [0; 1], \quad (18)$$

$$\forall i = 1, \dots, n \wedge \forall t = 1, \dots, T(q) \wedge V_{t=0}^{S,i} = V_{t=0}.$$

⁹¹ In diesem Fall verursachen neben dem Phänomen der veralteten Bewertungen keine weiteren Bewertungsphänomene Veränderungen der Immobilienwerte. Für ein Szenario, bei dem zusätzlich das Phänomen der nicht-äquidistanten Bewertungen Veränderungen von Immobilienwerten verursacht, ist der Marktwert V_t durch den entsprechenden Wert $V_t^{\eta,i}$ zu ersetzen.

Sofern die Zeitreihe zusätzlich durch das Phänomen der Saisonalität in den Bewertungen verändert wird, spiegelt sich dies in unterschiedlichen Werten für die Wahrscheinlichkeiten c_q einer Neubewertung in den vier Jahresquartalen $q \in \{1, 2, 3, 4\}$ wider. Zumindest für ein Jahresquartal ist die Wahrscheinlichkeit bzw. relative Häufigkeit für eine Neubewertung eine andere als in den drei übrigen Jahresquartalen:

$$v_t^i \sim i.i.B\{0, 1\} \wedge p(v_t^i = 1) = \begin{cases} c_1 \text{ if } \frac{t-1}{4} - \text{floor}\left(\frac{t-1}{4}\right) = 0 \\ c_2 \text{ if } \frac{t-2}{4} - \text{floor}\left(\frac{t-2}{4}\right) = 0 \\ c_3 \text{ if } \frac{t-3}{4} - \text{floor}\left(\frac{t-3}{4}\right) = 0 \\ c_4 \text{ if } \frac{t}{4} - \text{floor}\left(\frac{t}{4}\right) = 0 \end{cases} \quad (19)$$

$$\forall i = 1, \dots, n \wedge \forall t = 1, \dots, T(q) \wedge v_{t=0}^i = 1 \wedge c_q \in [0; 1] \forall q = 1, \dots, 4. \quad ^{92}$$

In den Monte Carlo-Studien werden für Sensitivitätsanalysen Szenarien durchgespielt, bei denen nur das Phänomen der veralteten Bewertungen Veränderungen von Zeitreihenwerten verursacht. Für das NPI-Referenzszenario wird aber angenommen, dass die Zeitreihen u. a. auch durch das Phänomen der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen verändert werden. Dann ist in den Formulierungen V_t durch $V_t^{\eta, i}$ zu ersetzen. Es handelt sich also um einen **zweistufigen Ansatz** der Simulation beider Phänomene, bei dem die nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungszeitpunkte und die Perioden der Neubewertungen nacheinander und unabhängig voneinander per Zufallsauswahl ausgewählt werden.

Die durch das Phänomen der veralteten Bewertungen (bzw. durch das Phänomen der Saisonalität in den Bewertungen) veränderten Renditen $r_t^{\zeta, i}$ für eine einzelne Immobilie i und eine Periode t werden wie folgt errechnet:

$$r_t^{\zeta, i} = \ln(V_t^{\zeta, i}) - \ln(V_{t-1}^{\zeta, i}), \forall i = 1, \dots, n \wedge \forall t = 1, \dots, T. \quad (20)$$

Der Wert einer durch das Phänomen der veralteten Bewertungen (und das Phänomen der Saisonalität in den Bewertungen) veränderten Indexrendite ir_t^{ζ} für die Periode t wird als Durchschnitt der Renditen $r_t^{\zeta, i}$ für die einzelnen Immobilien $i = 1, \dots, n$ errechnet:

⁹² Dabei wird mit dem Befehl „floor“ im Programmiercode auf den nächsten ganzzahligen Wert abgerundet.

$$ir_t^S = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n r_t^{S,i}, \forall t = 1, \dots, T. \quad (21)$$

Die Werte I_t^S einer durch das Phänomen der veralteten Bewertungen (und das Phänomen der Saisonalität in den Bewertungen) veränderten Indexzeitreihe werden aus den korrespondierenden Indexrenditen ir_t^S errechnet:

$$I_t^S = I_{t-1}^S \cdot \exp(ir_t^S), \forall t = 1, \dots, T \wedge I_{t=0}^S = 100. \quad (22)$$

Die Wahrscheinlichkeiten für Neubewertungen in den einzelnen Jahresquartalen werden aus der Abbildung 3 geschätzt. Darüber hinaus werden die Wahrscheinlichkeiten der Neubewertungen in den Jahresquartalen im Rahmen von Sensitivitätsanalysen variiert.

4.2.4 Eine Variante der Simulation nicht-äquidistanter bzw. nicht-synchroner und veralteter Bewertungen bei Annahme Weibullverteilter Zeitabstände zwischen Bewertungszeitpunkten

Aus der Abbildung 4 werden Informationen gewonnen, die für einen alternativen Ansatz zur Simulation der in Kombination in einer Zeitreihe von Immobilienwerten auftretenden Phänomene der veralteten und nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen verwendet werden. Allerdings wird das Phänomen der Saisonalität in den Bewertungen bei diesem Ansatz nicht berücksichtigt. Da die Auswirkungen des Phänomens der Saisonalität in den Bewertungen auf die in der Studie fokussierten Zeitreiheneigenschaften Standardabweichung und Mittelwert jedoch (wie sich herausstellen wird) eher vernachlässigbar gering sind, scheint diese alternative Vorgehensweise der Simulation vertretbar zu sein. Sofern aus beiden alternativen Ansätzen zur Simulation der im NPI gemeinsam auftretenden Phänomene veraltete Bewertungen und nicht-synchrone Bewertungen – d. h. dem im vorherigen Abschnitt vorgestellten zweistufigen Ansatz und dem im Folgenden vorgestellten Ansatz ihrer gemeinsamen Simulation unter Verwendung einer Weibull-Verteilung – annähernd übereinstimmende Ergebnisse erzielt werden, wird dieses als Beleg für ihre Richtigkeit gewertet.

Die Werte aus dem Histogramm (Abbildung 4) werden zur Modellierung des Eintretens des „mehrperiodigen“ (d. h. periodenübergreifenden) Ereignisses „Bewertung“ verwendet.⁹³ Die Verwendung eines mehrperiodigen Ansatzes ist sinnvoll, wenn nicht in jeder Periode ein neues Ereignis eintritt, d. h. in Bezug auf den vorliegenden Sachverhalt, dass eine Immobilie nicht jede Periode erneut (extern) bewertet wird. Bei diesem Ansatz wird die periodenübergreifende Zeitspanne in Arbeitstagen zwischen zwei Bewertungstagen für eine einzelne Immobilie als Zufallsvariable modelliert bzw. simuliert. Grundsätzlich kann jeder Arbeitstag in einer Periode zufällig als Bewertungstag ausgewählt werden, und die Möglichkeit besteht, dass eine Periode übersprungen wird. Daher werden die Phänomene veralteter und nicht-äquidistanter Bewertungen gemeinsam durch diesen Ansatz berücksichtigt. Ein zeitlich eingeschränktes Bewertungsfenster innerhalb einer Periode, wie es durch die IPD-Indexregeln vorgeschrieben wird, berücksichtigt der Ansatz nicht. Für die Simulation der Zeitabstände zwischen unmittelbar aufeinander folgenden Bewertungstagen ist die Weibull-Verteilung geeignet (Abschnitte 3.1.2 und 3.2.3). Die Weibull-Verteilung hat die Verteilungsfunktion $F(x) = 1 - e^{-\left(\frac{x}{\eta}\right)^\beta}$. Es wurde eine Weibull-Verteilung mit den geschätzten Parameterwerten $\hat{\eta} = 2,4$ und $\hat{\beta} = 1,6$ gewählt (siehe Abschnitt 3.2).

Aus der Weibull-Verteilung mit den genannten Parameterwerten werden für die einzelnen Immobilien unabhängig voneinander die zeitlichen Abstände in Arbeitstagen zwischen jeweils zwei Bewertungstagen gezogen.⁹⁴ Die Initialwerte $V_{t=0,\tau=0}^{\omega,i}$ der durch die Phänomene veränderten Zeitreihen für die Immobilien $i = 1, \dots, n$ werden gleich dem Initialwert $V_{t=0,\tau=0}$ der Zeitreihe der Marktwerte gesetzt.

Die veralteten und nicht-äquidistanten Werte $V_{t,\tau}^{\omega,i}$ für eine einzelne Immobilie i werden wie folgt simuliert:

$$V_{t,\tau}^{\omega,i} = \begin{cases} V_{t,\tau} & \text{if } j_{z=(t-1)\psi+\tau} = 1 \\ V_{t,\tau-1}^{\omega,i} & \text{if } j_{z=(t-1)\psi+\tau} = 0 \wedge \tau > 1 \\ V_{t-1,\psi}^{\omega,i} & \text{if } j_{z=(t-1)\psi+\tau} = 0 \wedge \tau = 1 \end{cases} \quad (23)$$

⁹³ Vgl. die Ausführungen in Abschnitt 3.2 zu ein- und mehrperiodigen Ansätzen.

⁹⁴ Die aus einer Weibull-Verteilung generierten Zufallszahlen sind reellwertig. Zur Ermittlung der zeitlichen Abstände in Arbeitstagen zwischen unmittelbar aufeinander folgenden Bewertungen werden die Zufallszahlen mit der Anzahl der Arbeitstage pro Periode multipliziert und auf volle Werte gerundet.

$$\forall i = 1, \dots, n \wedge \forall t = 1, \dots, T \wedge \forall \tau = 1, \dots, \Psi \wedge z = 1, \dots, Z = (T \cdot \Psi)$$

and

$$j_z = \begin{cases} 1 & \text{if } z \in Y^i \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

and

$$Y^i = \{y_\zeta^i\} \wedge y_{\zeta+1}^i = y_\zeta^i + \text{round}(\Psi \times \omega_\zeta^i) \wedge y_{\zeta=0}^i = 1 \wedge y_{\zeta=X}^i < Z \wedge X \leq Z \\ \wedge \omega_\zeta^i \sim \text{Wei}(\eta, \beta), \forall \zeta = 1, \dots, X.$$

Die durch die Phänomene der nicht-äquidistanten und veralteten Bewertungen veränderte Rendite $r_t^{\omega,i}$ für eine einzelne Immobilie i und eine Periode t wird wie folgt errechnet:

$$r_t^{\omega,i} = \ln(V_t^{\omega,i}) - \ln(V_{t-1}^{\omega,i}), \forall i = 1, \dots, n \wedge \forall t = 1, \dots, T. \quad (24)$$

Der Wert einer durch die Phänomene der nicht-äquidistanten und veralteten Bewertungen veränderten Indexrendite ir_t^ω für die Periode t wird als Durchschnitt der veränderten Renditen $r_t^{\omega,i}$ für die einzelnen Immobilien $i = 1, \dots, n$ errechnet:

$$ir_t^\omega = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n r_t^{\omega,i}, \forall t = 1, \dots, T. \quad (25)$$

Die Werte I_t^ω eines durch die Phänomene der veralteten und nicht-synchronen Bewertungen veränderten Index werden aus den korrespondierenden Indexrenditen ir_t^ω errechnet:

$$I_t^\omega = I_{t-1}^\omega \cdot \exp(ir_t^\omega), \forall t = 1, \dots, T \wedge I_{t=0}^\omega = 100. \quad (26)$$

4.2.5 Die Simulation des Appraisal-Smoothing

Die durch das Phänomen Appraisal-Smoothing veränderten Werte $V_t^{\alpha,i}$ für die Immobilien $i = 1, \dots, n$ und alle Zeitpunkte $t = 1, \dots, T$ werden jeweils als gewichteter Durchschnitt aus dem Wert $V_{t-1}^{\alpha,i}$ der Vorperiode und dem Marktwert V_t der laufenden Periode errechnet. Abweichend davon wird der Anfangswert der durch das Phänomen Appraisal-Smoothing veränderten Zeitreihe $V_{t=0}^{\alpha,i}$ gleich dem Anfangswert der Zeitreihe der Marktwerte $V_{t=0}$ gesetzt:

$$V_t^{\alpha,i} = (1 - \alpha_t^i) V_{t-1}^{\alpha,i} + \alpha_t^i V_t, \forall i = 1, \dots, n \wedge \forall t = 1, \dots, T \\ \wedge (1 - \alpha_t^i) \sim \text{Beta}(\cdot) \wedge V_{t=0}^{\alpha,i} = V_{t=0}. \quad (27)$$

In den Studien wird angenommen, dass die Werte der Glättungsfaktoren $\rho_t^i = (1 - \alpha_t^i)$ über die Immobilien i und Perioden t variieren und betaverteilt (vgl. Abschnitt 3.3.3) sind. Sofern eine durch das Phänomen Appraisal-Smoothing veränderte Zeitreihe von Werten $V_t^{\alpha,i}$ auch durch die Phänomene der veralteten Bewertungen oder nicht-äquidistanten Bewertungen verändert wird, ist in (27) V_t durch $V_t^{s,i}$ bzw. $V_t^{\eta,i}$ zu ersetzen.

Bezüglich des Glättungsfaktors ρ_t^i werden mehrere Szenarien für einen Monatsindex und einen Quartalsindex durchgespielt, über die der Mittelwert der betaverteilten Glättungsfaktoren zwischen 0,05 und 0,95 in Wertabständen von 0,05 verändert wird. Grundsätzlich kann davon ausgegangen werden, dass das durchschnittliche Glättungsniveau in der Zeitreihe eines Monatsindex höher ist als in der eines Quartalsindex, da in einem Monatsindex der Wert aus der Vorperiode aktueller ist.

Bei der Simulation der Phänomene der nicht-äquidistanten und veralteten Bewertungen unter Verwendung des alternativen Ansatzes mit der Weibull-Verteilung (vgl. Abschnitte 3.1.1 und 3.2.3) wird das Phänomen Appraisal-Smoothing wie folgt simuliert:

$$V_z^{\alpha,i} = \begin{cases} \alpha_t^i V_z^{\omega,i} + (1 - \alpha_t^i) V_{z-1}^{\alpha,i} & \text{if } i_{z=(t-1)\psi+\tau} = 1 \\ V_{z-1}^{\alpha,i} & \text{if } i_{z=(t-1)\psi+\tau} = 0 \end{cases}, \quad (28)$$

$$\forall i = 1, \dots, n \wedge \forall t = 1, \dots, T \wedge \forall \tau = 1, \dots, \Psi \wedge \forall z = 1, \dots, Z = (T \cdot \Psi)$$

Der Wert einer durch das Phänomen Appraisal-Smoothing veränderten Indexrendite ir_t^α für die Periode t wird als Durchschnitt der veränderten Renditen $r_t^{\alpha,i}$ für die einzelnen Immobilien $i = 1, \dots, n$ errechnet:

$$ir_t^\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n r_t^{\alpha,i}, \forall t = 1, \dots, T. \quad (29)$$

Die Werte I_t^α eines durch das Phänomen Appraisal-Smoothing veränderten Index werden aus den korrespondierenden Renditen ir_t^α errechnet:

$$I_t^\alpha = I_{t-1}^\alpha \cdot \exp(ir_t^\alpha), \forall t = 1, \dots, T \wedge I_{t=0}^\alpha = 100 \quad (30)$$

4.3 Die Gestaltung der Monte Carlo-Studien zur Analyse der Auswirkungen von Bewertungsphänomenen auf die Darstellung der Wertentwicklung und der Risiken einzelner Immobilien und von Immobilienmärkten

4.3.1 Gründe für die Durchführung von Simulationen in der Umgebung einer Monte Carlo-Studie und Allgemeines zur Gestaltung der Monte Carlo-Studien

In den vorangegangenen Abschnitten wurde die Simulation von Immobilienwerten beschrieben. Dabei wurde die Beziehung zwischen Marktwerten und Schätzwerten auf der Ebene der einzelnen Immobilien eines Markts über die durch Bewertungsphänomene verursachten Fehler hergestellt. Die Auswirkungen der Bewertungsphänomene auf die Zeitreiheneigenschaften von Schätzwerten auf der Ebene einer einzelnen Immobilie bzw. von Indexwerten auf der Marktebene können durch einen Vergleich mit den Zeitreiheneigenschaften der simulierten Marktwerte einer einzelnen Immobilie bzw. eines Gesamtmarkts ermittelt werden. Da sowohl die simulierten Marktwerte als auch das zeitliche Auftreten und das Ausmaß der Auswirkungen der Fehler auf die Schätzwerte Zufallseinflüssen unterliegen, kann bei einer Wiederholung des Simulationsversuchs mit einem anderen (aber hoffentlich nur geringfügig abweichendem) Ergebnis gerechnet werden. Die Simulationen werden daher im Rahmen einer Monte Carlo-Studie viele Male wiederholt durchgeführt und die Ergebnisse über die (Veränderungen der) interessierenden Zeitreiheneigenschaften aus allen Simulationsdurchläufen gesammelt und Verteilungen für sie errechnet.

Es werden mehrere Monte Carlo-Studien mit jeweils 1000 Simulationsdurchläufen durchgeführt. In jedem Simulationsdurchlauf werden Zeitreihen von Marktwerten und Schätzwerten für 1000 Immobilien in arbeitstäglicher Periodizität simuliert und Indices durch Querschnittsaggregation dieser Einzelzeitreihen errechnet.

Über die Monte Carlo-Studien werden die Mittelwerte und Standardabweichungen der Zeitreihen von Marktrenditen variiert, aber über die 1000 Simulationsdurchläufe konstant

gehalten. D. h., für jede ausgewählte Kombination eines Mittelwerts und einer Standardabweichung der Zeitreihen von Marktrenditen wird eine eigene Monte Carlo-Studie durchgeführt. Die ausgewählten Kombinationen werden in den folgenden Abschnitten vorgestellt. Den zunächst zeitlich unkorrelierten Zeitreihen von Marktrenditen wird eine zeitveränderliche Autokorrelationsstruktur auferlegt, die in jedem Simulationsdurchlauf per Zufallsauswahl erneut gezogen wird.

4.3.2 Die für die Analyse ausgewählten Zeitreiheneigenschaften

Es werden die Auswirkungen der Bewertungsphänomene unterschiedlicher Arten und Ausprägungen sowohl auf Eigenschaften von Indices in ihren Niveaus (d. h. Indexwerten) als auch auf Eigenschaften von Einzel- bzw. Indexzeitreihen in ihren Veränderungen (d. h. logarithmierten Renditen) analysiert. Dabei werden die Eigenschaften von Zeitreihen fokussiert, die allgemein bei statistischen Analysen berücksichtigt werden oder für Investoren bei Kaufs- und Verkaufsentscheidungen von Anlagen interessant sind:⁹⁵

- Der Mittelwert einer Zeitreihe historischer Renditen zeigt an, welcher durchschnittliche Renditenwert in einer Periode mit dem im Investment gebundenen Kapital erzielt wurde.⁹⁶ Sofern unveränderte Marktbedingungen unterstellt werden können,

⁹⁵ Ein Anspruch auf Vollständigkeit bezüglich der Investoren interessierenden Zeitreiheneigenschaften bzw. Kennzahlen besteht hier natürlich nicht. Insbesondere wird in der Finance-Literatur angenommen, dass sich Investoren bei der Auswahl von Anlagen an der Sharpe-Ratio s orientieren. Diese informiert über den erwarteten Renditenwert pro Risikoeinheit des durch die Anlage gebundenen Kapitals. Sie wird aus den erwarteten Renditen der fokussierten risikobehafteten Anlage μ_r , des risikofreien Wertpapiers μ_f in der Volkswirtschaft (gewöhnlich wurde in der Vergangenheit angenommen, dass Staatsanleihen oder „T-Bills“ teilweise risikofrei sind) und der Standardabweichung des Renditenwerts der risikobehafteten Anlage σ_r errechnet: $s = \frac{\mu_r - \mu_f}{\sigma_r}$. Vgl. auch Geltner und Miller (2001, S. 538) zur Sharpe-Ratio. Ergebnisse aus den Monte Carlo-Studien bezüglich der Sharpe-Ratio werden hier nicht vorgestellt, sondern nur bezüglich der Mittelwerte und Standardabweichungen von Zeitreihen.

⁹⁶ Für die Arbeit wurde grundsätzlich mit kontinuierlichen (d. h. logarithmierten) Renditen gearbeitet. Geltner und Miller (2001, S. 200, F. 13) erklären zu diesen: „*Academics are prone to avoid the whole issue of geometric versus arithmetic means by simply working with continuously compounded returns (log differences), in which the distinction between the two types of means effectively disappears. (The sum of the log difference divided by the number of return periods is the same as the log of the ratio of ending to beginning value levels divided by the length of time between them.)*“

ist er ein Erwartungswert für den Renditenwert einer zukünftigen Periode. In jedem Simulationsdurchlauf wird die prozentuale Veränderung p_{μ}^b des Mittelwerts $\mu_r^b = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_t^b$ einer durch die Bewertungsphänomene veränderten Renditenreihe für eine einzelne Immobilie $r_t^b, \forall t = 1, \dots, T$ (bzw. einen gesamten Markt ir_t^b) gegenüber dem Mittelwert $\mu_r = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_t$ der ursprünglichen Renditenreihe $r_t, \forall t = 1, \dots, T$ errechnet:⁹⁷

$$p_{\mu}^b(\%) = 100 \frac{\mu_r^b(\text{Prozent}) - \mu_r(\text{Prozent})}{\mu_r(\text{Prozent})} \quad (31)$$

- Die Standardabweichung einer Renditenreihe wird als Maß für das mit einem Investment verbundene Risiko gewertet.⁹⁸ In der Finanztheorie wird gewöhnlich unterstellt, dass alle Investoren einer Ökonomie risikoavers sind, d. h. bei gleicher erwarteter Rendite zweier Anlagen in diejenige mit dem geringeren Risiko investieren. Die Standardabweichung einer Renditenreihe steht gewöhnlich im Fokus der Studien über die Auswirkungen von „Glättungsphänomenen“ (in der vorliegenden Arbeit wird der Begriff „Bewertungsphänomene“ verwendet) auf Renditenreihen. In jedem Simulationsdurchlauf wird die prozentuale Veränderung p_{σ}^b der Standardabweichung $\sigma_r^b = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (r_t^b - \mu_r^b)^2}$ einer durch die Bewertungsphänomene veränderten Renditenreihe für eine einzelne Immobilie $r_t^b, \forall t = 1, \dots, T$

Geltner und Miller (2001, S. 198 ff.) erklären, dass zeitgewichtete mittlere Renditen als arithmetische ($a = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_t$) oder geometrische ($g = \sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + r_t)} - 1$) Mittelwerte errechnet werden. Ein Vorteil des arithmetischen Mittelwerts besteht darin, dass er der beste Prognosewert für den Renditenwert einer einzelnen zukünftigen Periode ist. Ein Vorteil des geometrischen Mittelwerts besteht darin, dass er die Zusammensetzung der Renditen berücksichtigt und daher besser die durchschnittliche Wachstumsrate pro Periode während der gesamten Haltedauer einer Anlage widerspiegelt.

Vgl. auch Bodie et al. (2009) zu den Eigenschaften arithmetischer und geometrischer durchschnittlicher Renditen, der Standardabweichung sowie der Sharpe-Ratio.

⁹⁷ Dabei steht der obere Index b als Platzhalter für eine Kombination von Bewertungsphänomenen, durch die die Zeitreihe verändert wird, vgl. Abschnitt 4.2.

⁹⁸ Teilweise werden auch andere Volatilitätsmaße wie z. B. die Varianz verwendet.

(bzw. einen gesamten Markt ir_t^b) gegenüber der Standardabweichung $\sigma_r = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (r_t - \mu_r)^2}$ der ursprünglichen Renditenreihe $r_t, \forall t = 1, \dots, T$ errechnet:⁹⁹

$$p_{\sigma}^b(\%) = 100 \frac{\sigma_r^b(\text{Prozent}) - \sigma_r(\text{Prozent})}{\sigma_r(\text{Prozent})} \quad (32)$$

- Um einen möglichst hohen Ertrag auf ihr eingesetztes Kapital über den gesamten Anlagehorizont zu erzielen, versuchen Investoren teilweise, möglichst günstige bzw. optimale Einstiegszeitpunkte in und Ausstiegszeitpunkte aus ihren Anlagen zu wählen. Daher sind für Investoren die Zeitpunkte der Wendepunkte am Markt von Interesse, nach denen die Marktwerte von Anlagen nach einer Rezession wieder ansteigen bzw. nach einem Aufschwung wieder sinken. Ein hoch qualitativer Index sollte daher die tatsächlichen Wendepunkte am Markt möglichst zeitlich korrekt durch minimale bzw. maximale Indexwerte und nicht verzögert widerspiegeln.¹⁰⁰ Es besteht die Gefahr, dass die Zeitreihe eines bewertungsbasierten Index beispielsweise einen Einbruch der Preise auf dem entsprechenden Immobilienmarkt erst mit zeitlicher Verzögerung widerspiegelt.

In jedem Simulationsdurchlauf werden die durch die Bewertungsphänomene verursachten zeitlichen Verschiebungen in Perioden (d. h. Monate beim Monatsindex bzw. Quartale beim Quartalsindex) der Zeitpunkte maximaler $t(\max_t I_t^b)$ bzw. minimaler $t(\min_t I_t^b)$ Indexwerte gegenüber den Zeitpunkten der tatsächlichen Wendepunkte am Markt $t(\max_t I_t)$ bzw. $t(\min_t I_t)$ errechnet, z. B.

$$\text{diff}^b(t_{\max}) = t\left(\max_t I_t^b\right) - t\left(\max_t I_t\right) \quad (33)$$

⁹⁹ Siehe Fußnote 97.

¹⁰⁰ Diese Anforderung an einen hoch qualitativen Index wird hier gestellt, auch wenn gewöhnlich aus dem Indexverlauf erst mit zeitlicher Verzögerung und nach Publikation weiterer Indexwerte ersichtlich wird, dass ein Wendepunkt am Markt vorlag.

Vgl. Geltner und Miller (2001, S. 667 ff.), die Kurvenverläufe originaler und korrigierter Indices graphisch gegenüberstellen und auf zeitliche Verzögerungen eingehen. Vgl. auch die in Abschnitt 5.5 dargestellten Indices.

Außerdem wird die durch die Bewertungsphänomene verursachte Ausweitung bzw. Verringerung des zeitlichen Abstands ($abst$) in Perioden (d. h. Monaten bzw. Quartalen) zwischen den Zeitpunkten minimaler und maximaler Indexwerte errechnet. Das Ergebnis soll darüber informieren, ob die Bewertungsphänomene eine gleichmäßige Verschiebung aller Zeitpunkte verursachen oder ob der Verlauf des Index zeitlich gestreckt wird. Bei einer Verschiebung sind genauere zeitliche Zuordnungen der Zeitpunkte und Verläufe der Indices zu historischen Ereignissen möglich. Allerdings wird im Ergebnisteil nur die absolute Veränderung des zeitlichen Abstands angegeben, so dass nicht ersichtlich ist, ob es sich um eine Ausweitung oder Verringerung handelt.¹⁰¹

$$abst^b = |diff^b(t_{max}) - diff^b(t_{min})| \quad (34)$$

Weiterhin berücksichtigen Investoren bei der Auswahl einzelner Anlagen, ob sie in ihren Portfolios, d. h. in Verbindung mit anderen Anlagen risikodiversifizierend wirken. Diversifikationseffekte von Anlagen in Portfolios werden in den Monte Carlo-Studien jedoch nicht berücksichtigt. Es wird jedoch im empirischen Teil zu den IPD- und NPI-Indices auf Korrelationen eingegangen, aus denen Rückschlüsse über Diversifikationseffekte gezogen werden können.

In jedem Simulationsdurchlauf $mc = 1, \dots, MC$ einer Monte Carlo-Studie werden die durch die Bewertungsphänomene verursachten Veränderungen dieser Zeitreiheneigenschaften errechnet, z. B. $p_{\sigma}^{b,mc}, \forall mc = 1, \dots, MC$. Die Ergebnisse aus allen Simulationsdurchläufen werden gesammelt und Verteilungen für die Veränderungen der Zeitreiheneigenschaften errechnet. Im Folgenden werden die Werte für ausgewählte Quantile der Verteilungen der Ergebnisse aus den $MC = 1000$ Simulationsdurchläufen einer Monte Carlo-Studie vorgestellt. Es handelt sich um die 5-, 25-, 50-, 75- und 95-Prozent-Quantile.¹⁰²

¹⁰¹ Die Berechnung dieses Kriteriums wurde kurzfristig aufgenommen. Zunächst wurden nur Mittelwerte und keine Quantile der Ergebnisverteilungen der Monte Carlo-Studien errechnet. Daher wurde auch auf die Feststellung verzichtet, ob die Veränderung des zeitlichen Abstands eine Ausweitung oder Verringerung ist.

¹⁰² Tatsächlich wurden zusätzlich die Werte an den 1-, 10-, 90- und 99-Prozent-Quantilen der Ergebnisverteilungen errechnet und in die Betrachtungen einbezogen. Sie werden hier jedoch nicht umfassend

4.3.3 Die Monte Carlo-Studien über die Fehlermöglichkeiten beim IPD UK Monthly Capital Index

Im Rahmen mehrerer Monte Carlo-Studien wird die Situation des IPD UK Monthly Capital Index analysiert, der die Wertentwicklungen von Gewerbeimmobilien auf dem UK-Markt widerspiegeln soll. Der IPD UK Monthly Capital Index umfasst gegenwärtig Monatswerte für einen Zeitraum von circa 24 Jahren. Dementsprechend werden in den Monte Carlo-Studien zur Analyse der Situation bei diesem Index Zeitreihen für einen Zeitraum von 24 Jahren simuliert und ausgewertet. Über die Monte Carlo-Studien werden der Mittelwert μ_r und die Standardabweichung σ_r der logarithmierten Markttrenditen r_t verändert und über die Simulationsdurchläufe einer Monte Carlo-Studie konstant gehalten. Dabei werden ausgewählte Kombinationen folgender Mittelwerte und Standardabweichungen durchgespielt:

Tabelle 3 Szenarien für den Mittelwert und die Standardabweichung der Zeitreihen monatlicher Markttrenditen

| Annualisierte Mittelwerte | Annualisierte Standardabweichungen |
|---------------------------|--|
| -2 Prozent | 10 Prozent bis 16 Prozent in Abständen von einem Prozentpunkt |
| -1 Prozent | |
| 0 Prozent | |
| 0,5 Prozent | |
| 1 Prozent | |
| 1,5 Prozent | |
| 2 Prozent | |
| 3 Prozent | |
| 4 Prozent | |
| 6 Prozent | |
| 8 Prozent | |

Diese Werte beziehen sich allerdings auf die zeitlich unkorrelierten Markttrenditen, d. h. vor Auferlegen einer Autokorrelationsstruktur. Die Mittelwerte und Standardabweichungen der simulierten Zeitreihen autokorrelierter Markttrenditen weichen daher überwiegend von

vorgestellt. Es kann aber berichtet werden, dass diese Ergebnisse das Gesamtbild über die Auswirkungen von Bewertungsphänomenen auf Zeitreiheneigenschaften nicht verändern.

diesen ab.¹⁰³ Für Vergleiche mit den durch die Bewertungsphänomene veränderten Zeitreihen werden die autokorrelierten Markttrenditen verwendet. Für jede ausgewählte Kombination eines Mittelwerts und einer Standardabweichung wird eine eigene Monte Carlo-Studie durchgeführt. Für das Referenzszenario wird allerdings angenommen, dass die kontinuierlichen Markttrenditen der Immobilien des IPD-Indexportfolios bei kurzfristigen Anlagehorizonten einen jährlichen Mittelwert in Höhe von 1,5 Prozent und eine jährliche Standardabweichung in Höhe von 14 Prozent aufweisen könnten.¹⁰⁴ In Abschnitt 4.4 werden daher die Ergebnisse für dieses IPD-„Referenzszenario“ angegeben.¹⁰⁵ Die Ergebnisse aus den Monte Carlo-Studien für die übrigen Kombinationen von Mittelwerten und Standardabweichungen werden nicht angegeben. Jedoch kann berichtet werden, dass für unterschiedliche Ausgangsbedingungen bezüglich des Mittelwerts und der Standardabweichung einer Zeitreihe von Markttrenditen keine signifikanten Unterschiede in den prozentualen Abweichungen der Zeitreiheneigenschaften erhalten werden. Dies bestätigen auch die Ergebnisse für unterschiedliche Ausgangsbedingungen bei einem Quartalsindex und werden in Abschnitt 9.2 vorgestellt.

Es werden Analysen für die unterschiedlichen Konstruktionen des isolierten oder kombinierten Auftretens von Bewertungsphänomenen in den Monte Carlo-Studien durchgeführt. Es werden Szenarien durchgespielt, bei denen das Phänomen der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen und das Phänomen Appraisal-Smoothing jeweils isoliert in einer Zeitreihe für eine einzelne Immobilie bzw. einen Gesamtmarkt auftreten. Bezüglich des Phänomens der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen werden Szenarien durchgespielt, bei denen zum einen von einem

¹⁰³ Die Standardabweichungen der zeitlich unkorrelierten Markttrenditen weichen zwischen dem 5 Prozent-Quantil und dem 95 Prozent-Quantil der Ergebnisverteilungen um bis zu 17 % negativ oder 38 % positiv von den autokorrelierten Markttrenditen ab. Die Mittelwerte der zeitlich unkorrelierten Markttrenditen weichen zwischen dem 5 Prozent-Quantil und dem 95 Prozent-Quantil der Ergebnisverteilungen um bis zu 15 % negativ und 190 % positiv von den autokorrelierten Markttrenditen ab.

¹⁰⁴ Es wird von 264 Arbeitstagen pro Jahr ausgegangen, so dass die arbeitstägliche Standardabweichung der Markttrenditen $\frac{1}{\sqrt{264}}$ 14 Prozent \approx 0,86 Prozent beträgt.

¹⁰⁵ Davon abweichend wird zur Analyse der Abweichungen der Zeitpunkte minimaler bzw. maximaler Indexwerte von den Zeitpunkten der tatsächlichen Wendepunkte am Markt ein Mittelwert der Markttrenditen in Höhe von null Prozent für die Monte Carlo-Studien angenommen.

eingeschränkten Bewertungszeitraum von zehn Arbeitstagen ausgegangen wird und zum anderen keine Einschränkung des Bewertungszeitraums innerhalb eines Monats unterstellt wird. Bezüglich des Phänomens Appraisal-Smoothing werden im Rahmen der Monte Carlo-Studien unterschiedliche Szenarien für durchschnittliche Glättungsfaktoren zwischen 0,1 und 0,9 in Wertabständen von 0,1 durchgespielt. Außerdem wird ein Szenario durchgespielt, bei dem die Phänomene – wie beim IPD-Index – in Kombination auftreten. Im IPD-Referenzszenario führen die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing gemeinsam zu einer Veränderung des Index. Der Bewertungszeitraum umfasst die letzten 10 Arbeitstage eines Monats und das durchschnittliche Glättungsniveau ist 0,5.

4.3.4 Die Monte Carlo-Studien über die Fehlermöglichkeiten beim NCREIF Appreciation Index

In mehreren Monte Carlo-Studien wird die Situation des NCREIF Appreciation Index für Wertentwicklungen von Gewerbeimmobilien auf dem Markt der USA analysiert. Dieser Index umfasst zum heutigen Zeitpunkt Quartalswerte für einen Zeitraum von circa 30 Jahren. Dementsprechend werden in den Monte Carlo-Studien zur Analyse der Situation beim NPI Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität für einen Zeitraum von 30 Jahren simuliert. Es werden ausgewählte Kombinationen der in Tabelle 4 angegebenen Mittelwerte und Standardabweichungen durchgespielt. Diese Werte beziehen sich allerdings auf die zeitlich unkorrelierten Markttrenditen, d. h. vor Auferlegen einer Autokorrelationsstruktur. Die Mittelwerte und Standardabweichungen der simulierten Zeitreihen autokorrelierter Markttrenditen weichen daher überwiegend von diesen ab.¹⁰⁶ Für Vergleiche mit den durch die Bewertungsphänomene veränderten Zeitreihen werden die autokorrelierten Markttrenditen verwendet. Für jede der ausgewählten Kombinationen eines Mittelwerts und einer Standardabweichung wird eine eigene Monte Carlo-Studie durchgeführt. Für das Referenzszenario wird angenommen, dass die kontinuierlichen Markttrenditen der

¹⁰⁶ Die Standardabweichungen der zeitlich unkorrelierten Markttrenditen weichen zwischen dem 5 Prozent-Quantil und dem 95 Prozent-Quantil der Ergebnisverteilungen um bis zu 17,5 % positiv oder negativ von den autokorrelierten Markttrenditen ab. Die Mittelwerte der zeitlich unkorrelierten Markttrenditen weichen zwischen dem 5 Prozent-Quantil und dem 95 Prozent-Quantil der Ergebnisverteilungen um bis zu -264 % negativ und 136 % positiv von den autokorrelierten Markttrenditen ab.

Immobilien des NPI-Indexportfolios bei kurzfristigen Anlagehorizonten einen jährlichen Mittelwert in Höhe von 0,5 Prozent und eine jährliche Standardabweichung in Höhe von 11 Prozent aufweisen könnten. Im Abschnitt 4.5 werden die Ergebnisse für dieses NPI-Referenzszenario vorgestellt.

Tabelle 4 Szenarien für den Mittelwert und die Standardabweichung der Zeitreihen vierteljährlicher Markttrenditen

| Annualisierte Mittelwerte | Annualisierte Standardabweichungen |
|---------------------------|--|
| -2 Prozent | 1 Prozent bis 13 Prozent in Abständen von einem Prozentpunkt |
| -1 Prozent | |
| 0 Prozent | |
| 0,5 Prozent | |
| 1 Prozent | |
| 2 Prozent | |
| 3 Prozent | |
| 4 Prozent | |
| 6 Prozent | |
| 8 Prozent | |

Bezüglich der Bewertungsphänomene werden Szenarien durchgespielt, bei denen die Phänomene der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen, der veralteten Bewertungen, teilweise mit Saisonalität in den Bewertungen und das Phänomen Appraisal-Smoothing jeweils isoliert in einer Zeitreihe für eine einzelne Immobilie bzw. einen Gesamtmarkt auftreten. Bezüglich des Phänomens der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen werden jeweils getrennte Szenarien durchgespielt, bei denen der Bewertungszeitraum nur die letzten zehn Arbeitstage, die letzten 30 Arbeitstage oder den Gesamtzeitraum eines Quartals umfasst. Bezüglich des Phänomens der veralteten Bewertungen werden Szenarien für Bewertungswahrscheinlichkeiten in einem Quartal i. H. v. 25 Prozent und 32 Prozent durchgespielt. Außerdem werden Szenarien durchgespielt, bei denen neben dem Phänomen der veralteten Bewertungen zusätzlich das Phänomen der Saisonalität in den Bewertungen die Zeitreihen beeinflusst. Dafür werden für die Jahresquartale in einem Szenario Bewertungswahrscheinlichkeiten in Höhe von 32 Prozent, 35 Prozent, 34 Prozent und 51 Prozent (Referenzszenario) sowie in einem anderen Szenario in Höhe von 19 Prozent, 22 Prozent, 21 Prozent und 37 Prozent durchgespielt. In einem

weiteren Szenario wird das gemeinsame Auftreten der Phänomene der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen und der veralteten Bewertungen in einer Zeitreihe durch Weibull-verteilte Zeitabstände zwischen den Bewertungstagen simuliert (vgl. Abschnitte 3.1.2 und 3.2.3). Bezüglich des Phänomens Appraisal-Smoothing werden in den Monte Carlo-Studien unterschiedliche Szenarien für Glättungsniveaus zwischen 0,1 und 0,9 in Wertabständen von 0,1 durchgespielt. Außerdem werden Szenarien durchgespielt, bei denen die Phänomene in unterschiedlichen Kombinationen auftreten. Im „NPI-Referenzszenario“ wird ein Quartalsindex durch die Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen und des Appraisal-Smoothing gemeinsam beeinflusst. Dabei umfasst der Bewertungszeitraum den gesamten Zeitraum eines Quartals, die Bewertungswahrscheinlichkeiten für die Jahresquartale betragen 32 Prozent, 35 Prozent, 34 Prozent und 51 Prozent und das Glättungsniveau ist 0,5. Zusätzlich wird ein Szenario durchgespielt, bei dem nur die Bewertungsphänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing einen Index verändern. Dieses Szenario entspricht möglicherweise der Situation beim IPD UK Quarterly Capital Index. Es entspräche auch der Situation des NPI, wenn das Phänomen der veralteten Bewertungen nicht auftreten würde.¹⁰⁷

¹⁰⁷ Vgl. in diesem Zusammenhang die Erläuterungen in Abschnitt 3.2 zu externen und internen Bewertungen.

4.4 Die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie über die Fehlermöglichkeiten beim IPD UK Monthly Capital Index (Monatsindex)

4.4.1 Die Beeinflussung der Risikodarstellung für einzelne Immobilien und für einen Immobilienmarkt durch die Bewertungsphänomene

4.4.1.1 Die Auswirkungen des Phänomens der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen auf die Standardabweichung von Monatsrenditen

Die folgenden beiden Tabellen zeigen Werte ausgewählter Quantile von Verteilungen der Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie bezüglich der durch das Phänomen der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen verursachten prozentualen Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für einzelne Anlagen (d. h. Immobilien) (siehe Tabelle 5) und für gesamte Märkte (siehe Tabelle 6).

Tabelle 5 Durch das Phänomen der nicht-äquidistanten Bewertungen verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für einzelne Anlagen

| Bewertungszeitraum innerhalb eines Monats umfasst | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|---|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| die letzten 10 Arbeitstage des Monats | -2,7% | -0,8% | 0,6% | 1,8% | 3,8% |
| den gesamten Monat | -2,5% | -0,1% | 1,8% | 3,5% | 6,1% |

Berechnet in R

Tabelle 6 Durch das Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte

| Bewertungszeitraum innerhalb eines Monats umfasst | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|---|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| die letzten 10 Arbeitstage des Monats | -4,9% | -3,4% | -2,4% | -1,4% | 0,0% |
| den gesamten Monat | -12,5% | -10,7% | -9,5% | -8,2% | -6,6% |

Bezüglich des Phänomens der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen wurden in der Monte Carlo-Studie zwei Szenarien durchgespielt: Das erste Szenario

entspricht einer Situation, in der für die Berechnung der Einzel- bzw. Indexzeitreihe nur Schätzwerte von Immobilien verwendet werden, die aus Bewertungen innerhalb eines Zeitraums der letzten zehn Arbeitstage eines jeden Monats stammen. Das zweite Szenario spiegelt eine Situation wider, in der Schätzwerte aus Bewertungen verwendet werden, die über den gesamten Zeitraum eines Monats vorgenommen werden. Für beide Szenarien wird aus der Simulationsstudie das Ergebnis erzielt, dass die Standardabweichung einer Zeitreihe von Renditen für eine einzelne Immobilie nur um wenige Prozentpunkte durch das Phänomen der nicht-äquidistanten Bewertungen verändert wird (siehe Tabelle 5). Die Informationslage über die tatsächliche Standardabweichung der Marktrenditen einer einzelnen Immobilie wird durch einen größeren zeitlichen Spielraum für Gutachter bei Bewertungen von Immobilien demnach nicht unbedingt wesentlich verschlechtert. Dagegen wird für Renditen von Indices das Ergebnis erzielt, dass ihre Standardabweichungen bei dem zeitlich eingeschränkten Bewertungszeitraum weniger stark durch das Phänomen verzerrt werden und damit eher den Standardabweichungen der korrespondierenden Marktrenditen entsprechen (siehe Tabelle 6). Bezüglich der Wirkungsrichtung zeigt sich, dass das Phänomen sowohl eine Erhöhung als auch eine Verringerung der Volatilität einer Renditenreihe für eine einzelne Immobilie verursachen kann. Dagegen werden für Indices in den Simulationsdurchläufen fast ausschließlich verringerte Standardabweichungen errechnet.¹⁰⁸ Im Median einer Verteilung der Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie wird die Standardabweichung der Renditen eines Index beim eingeschränkten Bewertungszeitraum durch das Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen um - 2,4 % verändert, jedoch um - 9,5 %, wenn für die Indexberechnung Schätzwerte von Immobilien verwendet werden, die aus Bewertungen über den gesamten Zeitraum eines Monats stammen.¹⁰⁹ Aus der Tabelle 6 ist auch ersichtlich, dass in 90 Prozent der Versuchsdurchläufe der Monte Carlo-Studie für das Szenario eines eingeschränkten Bewertungszeitraums Ergebnisse erzielt wurden, bei denen die Verringerung der Standardabweichung nicht höher als - 4,9 % ist. Dagegen wird für das Szenario ohne restriktiven Bewertungszeitraum in 90 Prozent der Versuchsdurchläufe eine Verringerung der Standardabweichung in Höhe von mindestens - 6,6 % ermittelt. Diese Ergebnisse deuten zunächst darauf hin, dass die Maßnahme von IPD,

¹⁰⁸ Jedoch zeigt der 99 Prozent-Quantilswert der Ergebnisverteilung für das Szenario eines eingeschränkten Bewertungszeitraums eine Erhöhung der Standardabweichung von Indexrenditen in Höhe von 0,7 %.

¹⁰⁹ Genau genommen werden in dieser Teilstudie 50 Prozent-Quantilswerte errechnet.

nur Schätzwerte der letzten 10 Arbeitstage eines Monats für die Berechnung eines Indexwerts des IPD UK Monthly Capital Index zu verwenden, eine Verbesserung der Indexqualität und damit der Informationslage über die Standardabweichung der Marktrenditen des Gesamtmarkts bewirkt. Allerdings beeinflusst neben dem Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen auch das Phänomen Appraisal-Smoothing die Zeitreihenwerte des IPD UK Monthly Capital Index. Für eine Beurteilung, ob die Verwendung von Schätzwerten eines eingeschränkten Zeitfensters für Bewertungen tatsächlich eine Verbesserung der Indexqualität im Hinblick auf die Standardabweichung bewirkt, sind daher die Ergebnisse für das Szenario zu berücksichtigen, bei dem beide Phänomene gemeinsam die Zeitreihe eines Monatsindex beeinflussen. Ergebnisse für ein solches Szenario mit und ohne Einschränkung des Bewertungszeitraums werden in den Abschnitten 4.4.1.3 und 4.4.1.4 vorgestellt.

4.4.1.2 Die Auswirkung des Phänomens Appraisal-Smoothing auf die Standardabweichung von Monatsrenditen

Analog zum vorherigen Abschnitt werden die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie bezüglich des Einflusses des Phänomens Appraisal-Smoothing auf die Standardabweichung der Renditenreihen für einzelne (Immobilien-)Anlagen (siehe Tabelle 7) und gesamte Märkte (siehe Tabelle 8) vorgestellt.

Tabelle 7 Durch das Phänomen Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für einzelne Anlagen

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -4,7% | -3,1% | -2,0% | -1,0% | 0,6% |
| 0,20 | -8,1% | -5,7% | -4,0% | -2,5% | 0,2% |
| 0,30 | -11,4% | -8,1% | -6,1% | -4,0% | -0,6% |
| 0,40 | -14,7% | -10,8% | -8,2% | -5,5% | -1,3% |
| 0,50 | -18,0% | -13,7% | -10,2% | -6,9% | -2,2% |
| 0,60 | -22,5% | -16,7% | -12,6% | -8,6% | -1,8% |
| 0,70 | -27,3% | -20,4% | -15,1% | -10,2% | -1,9% |
| 0,80 | -31,2% | -23,5% | -17,3% | -10,9% | -1,0% |
| 0,90 | -41,2% | -29,9% | -20,7% | -11,7% | 4,8% |

Berechnet in R

Tabelle 8 Durch das Phänomen des Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -7,9% | -7,2% | -6,8% | -6,4% | -5,8% |
| 0,20 | -15,4% | -14,2% | -13,3% | -12,6% | -11,4% |
| 0,30 | -22,7% | -21,0% | -19,9% | -18,7% | -17,0% |
| 0,40 | -30,0% | -27,9% | -26,4% | -25,0% | -22,9% |
| 0,50 | -37,4% | -35,0% | -33,3% | -31,6% | -28,8% |
| 0,60 | -45,2% | -42,6% | -40,6% | -38,7% | -35,3% |
| 0,70 | -53,8% | -50,9% | -48,7% | -46,7% | -42,9% |
| 0,80 | -63,8% | -60,6% | -58,5% | -56,1% | -51,9% |
| 0,90 | -76,5% | -73,6% | -71,1% | -68,6% | -64,3% |

In der Monte Carlo-Studie wurden auch bezüglich des Phänomens Appraisal-Smoothing mehrere alternative Szenarien durchgespielt. Es wurde für einige Szenarien angenommen, dass das Phänomen Appraisal-Smoothing isoliert (d. h. nicht im Zusammenspiel mit anderen Bewertungsphänomenen) eine Renditenreihe verändert und über die Szenarien wurde der Durchschnittswert eines nach Annahme betaverteilten (vgl. Abschnitt 3.3.3) Glättungsfaktors zwischen 0,1 und 0,9 in Wertabständen von 0,1 verändert. Es zeigt sich, dass mit steigendem Durchschnittswert des betaverteilten Glättungsfaktors eine zunehmende prozentuale Verringerung der Standardabweichung einer Renditenreihe einhergeht. Bei einem Durchschnittswert in Höhe von 0,5 wird im Median der Verteilung der Ergebnisse eine Veränderung der Standardabweichung der Renditenreihe einer einzelnen Immobilie um - 10,2 % (siehe Tabelle 7) und eines Index um - 33,3 % (siehe Tabelle 8) erhalten. Auffällig ist, dass die Auswirkung des Appraisal-Smoothing auf die Standardabweichung einer Zeitreihe von Indexrenditen wesentlich stärker ist als auf die Standardabweichung einer Zeitreihe von Renditen für eine einzelne Immobilie. Die prozentuale Verringerung ist im Median der Ergebnisverteilungen ungefähr 3,3 mal so hoch. Unter der Annahme, dass der mittlere Glättungsfaktor zwischen 0,3 und 0,6 liegt und den Ergebnissen zwischen den 25- und 75-Prozent-Quantilen vertraut wird, kann für Einzelzeitreihen eine Veränderung der Standardabweichung um – 4 % bis – 16,7 % ermittelt werden (siehe Tabelle 7) und für Indices um – 18,7 % bis – 42,6 %. Sofern ein durchschnittlicher Wert des Glättungsfaktors in

Höhe von 0,5 angenommen werden kann, wird in 90 Prozent der Versuchsdurchläufe eine Veränderung der Standardabweichung von Renditenreihen für einzelne Immobilien zwischen – 18 % und – 2,2 % erzielt. Dagegen werden für Renditenreihen eines Gesamtmarkts Veränderungen in einer Spanne zwischen – 37,4 % und - 28,8 % errechnet (siehe Tabelle 8). Insgesamt besteht für die Indexebene eine höhere Unsicherheit über die Standardabweichung der Marktrenditen als für die Ebene der einzelnen Immobilien.

4.4.1.3 Die Auswirkung der kombinierten Phänomene der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen mit **uneingeschränktem** Bewertungszeitraum und des Appraisal-Smoothing auf die Standardabweichung von Monatsrenditen

Es wurden die prozentualen Veränderungen der Standardabweichungen für ein Szenario errechnet, bei dem die Phänomene der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing gemeinsam Renditenreihen verändern. Für das Szenario wird angenommen, dass für die Berechnung eines Indexwerts Schätzwerte von Immobilien verwendet werden, die über den gesamten Zeitraum eines Monats ermittelt werden (Szenario mit uneingeschränktem Bewertungszeitraum).

Tabelle 9 zeigt die Werte an den Quantilen einer Verteilung prozentualer Veränderungen von Standardabweichungen für Renditenreihen einzelner Immobilien, und Tabelle 10 bezieht sich auf Zeitreihen von Indexrenditen. Die Ergebnisse dieses Szenarios unterscheiden sich nicht wesentlich von denen für das Szenario bei isoliertem Auftreten des Appraisal-Smoothing. Dies wurde erwartet, da für das Szenario, bei dem das Phänomen der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen in einer Renditenreihe isoliert auftritt, vergleichsweise geringe Auswirkungen auf die Volatilität einer Renditenreihe ermittelt werden, während die Auswirkungen des isolierten Appraisal-Smoothing relativ stark sind.

Tabelle 9 Durch die Phänomene der nicht-äquidistanten Bewertungen und des Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für einzelne Anlagen bei uneingeschränktem Bewertungszeitraum

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -5,3% | -2,7% | -0,7% | 1,4% | 4,3% |
| 0,20 | -8,5% | -5,3% | -3,1% | -0,8% | 2,4% |
| 0,30 | -11,6% | -7,9% | -5,4% | -2,7% | 1,1% |
| 0,40 | -14,9% | -10,5% | -7,7% | -4,8% | -0,4% |
| 0,50 | -18,6% | -13,5% | -10,2% | -6,2% | -1,1% |
| 0,60 | -22,0% | -16,7% | -12,5% | -8,0% | -1,6% |
| 0,70 | -27,3% | -20,3% | -15,4% | -10,0% | -2,1% |
| 0,80 | -31,8% | -24,0% | -17,4% | -10,6% | -0,1% |
| 0,90 | -41,2% | -29,4% | -20,5% | -12,2% | 3,9% |

Berechnet in R

Tabelle 10 Durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte bei uneingeschränktem Bewertungszeitraum

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -17,7% | -15,8% | -14,4% | -13,1% | -11,3% |
| 0,20 | -23,0% | -20,8% | -19,3% | -17,9% | -16,0% |
| 0,30 | -28,6% | -26,1% | -24,5% | -22,9% | -20,7% |
| 0,40 | -34,4% | -31,7% | -29,9% | -28,2% | -25,6% |
| 0,50 | -40,6% | -37,8% | -35,8% | -33,9% | -30,8% |
| 0,60 | -47,4% | -44,6% | -42,4% | -40,3% | -36,8% |
| 0,70 | -55,2% | -52,1% | -49,9% | -47,7% | -43,7% |
| 0,80 | -64,6% | -61,3% | -59,1% | -56,7% | -52,6% |
| 0,90 | -76,9% | -73,9% | -71,4% | -68,8% | -64,5% |

Die Auswirkungen des Phänomens der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen werden daher beim kombinierten Auftreten der Phänomene kaum sichtbar bzw. werden durch das Appraisal-Smoothing überlagert. Nur in wenigen Simulationsdurchläufen werden beim kombinierten Auftreten der Phänomene die

Auswirkungen nicht-äquidistanter Bewertungen sichtbar, indem sie positive Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für eine einzelne Immobilie verursachen (siehe Tabelle 9). Bei einem Durchschnittswert in Höhe von 0,5 wird im Median der Verteilung der Ergebnisse eine Veränderung der Standardabweichung der Renditenreihe für eine einzelne Immobilie um - 10,2 % (siehe Tabelle 9) und für einen Index um - 35,8 % (siehe Tabelle 10) verursacht. Aus Tabelle 9 ist u. a. auch ersichtlich, dass für einen Glättungsfaktor in Höhe von 0,5 in 90 % der Versuchsdurchläufe eine Veränderung der Standardabweichung von Renditenreihen für einzelne Immobilien zwischen - 18,6 % und - 1,1 % erhalten wird. Dagegen werden für Renditenreihen eines Gesamtmarkts Veränderungen zwischen - 40,6 % und - 30,8 % errechnet (siehe Tabelle 10). Unter der Annahme, dass der mittlere Glättungsfaktor zwischen 0,3 und 0,6 liegt, und unter der Voraussetzung, dass den Ergebnissen zwischen den 25- und 75-Prozent-Quantilen vertraut wird, kann für Einzelzeitreihen die Veränderung der Standardabweichung auf - 2,7 % bis - 16,7 % (siehe Tabelle 9) und für Indices auf - 22,9 % bis - 44,6 % (siehe Tabelle 10) geschätzt werden. Es wird also wieder festgestellt, dass für die Standardabweichung der Marktrenditen auf der Ebene eines Gesamtmarkts eine ungenauere Prognose als auf der Ebene für einzelne Immobilien möglich ist.

4.4.1.4 Die Auswirkung der kombinierten Phänomene der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen mit eingeschränktem Bewertungszeitraum und des Appraisal-Smoothing auf die Standardabweichung von Monatsrenditen **(IPD-Referenzszenario)**

Zusätzlich wurde ein Szenario mit eingeschränktem Bewertungszeitraum durchgerechnet. Für dieses Szenario werden keine wesentlichen Abweichungen der Ergebnisse gegenüber dem Szenario ohne restriktiven Bewertungszeitraum ermittelt. Tabelle 11 zeigt die Ergebnisse für Renditenreihen einzelner Immobilien und Tabelle 12 die für einen Immobilienmarkt. Bei einem Durchschnittswert der Glättungsfaktoren in Höhe von 0,5 wird im Median der Verteilung der Ergebnisse eine Veränderung der Standardabweichung der Renditenreihe für eine einzelne Immobilie um - 10,3 % (siehe Tabelle 11) und für einen Index um - 33,9 % (siehe Tabelle 12) erhalten. Aus Tabelle 11 ist u. a. auch ersichtlich, dass für einen Glättungsfaktor in Höhe von 0,5 in 90 Prozent der Versuchsdurchläufe eine Veränderung der Standardabweichung von Renditenreihen für einzelne Immobilien zwischen

– 18,7 % und - 1,8 % errechnet wird. Dagegen ergeben sich für Renditenreihen eines Gesamtmarkts Veränderungen zwischen – 38,3 % und – 29,2 % (siehe Tabelle 12).

Tabelle 11 Durch die Phänomene der nicht-äquidistanten Bewertungen und des Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für einzelne Anlagen bei einem Bewertungszeitraum von zehn Arbeitstagen

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -5,6% | -3,3% | -1,6% | -0,1% | 2,4% |
| 0,20 | -8,8% | -5,8% | -3,9% | -1,8% | 1,3% |
| 0,30 | -11,7% | -8,2% | -5,8% | -3,5% | 0,3% |
| 0,40 | -15,0% | -11,1% | -8,1% | -5,1% | -0,7% |
| 0,50 | -18,7% | -13,6% | -10,3% | -6,7% | -1,8% |
| 0,60 | -22,5% | -16,8% | -12,5% | -8,2% | -1,6% |
| 0,70 | -27,1% | -20,6% | -15,3% | -10,2% | -1,7% |
| 0,80 | -31,5% | -23,7% | -17,4% | -11,0% | -0,6% |
| 0,90 | -41,3% | -29,3% | -21,0% | -11,9% | 5,3% |

Berechnet in R

Tabelle 12 Durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte bei einem Bewertungszeitraum von zehn Arbeitstagen (IPD-Referenzszenario)

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -11,2% | -9,7% | -8,7% | -7,6% | -6,4% |
| 0,20 | -17,7% | -16,0% | -14,9% | -13,6% | -12,3% |
| 0,30 | -24,5% | -22,4% | -21,0% | -19,6% | -17,8% |
| 0,40 | -31,2% | -29,0% | -27,3% | -25,7% | -23,4% |
| 0,50 | -38,3% | -35,7% | -33,9% | -32,0% | -29,2% |
| 0,60 | -45,8% | -43,1% | -41,1% | -39,0% | -35,7% |
| 0,70 | -54,2% | -51,2% | -49,1% | -46,9% | -43,1% |
| 0,80 | -64,0% | -60,8% | -58,7% | -56,3% | -52,1% |
| 0,90 | -76,7% | -73,7% | -71,2% | -68,7% | -64,3% |

Unter der Annahme, dass der mittlere Glättungsfaktor zwischen 0,3 und 0,6 liegt und den Ergebnissen zwischen den 25- und 75-Prozent-Quantilen vertraut wird, kann für

Einzelzeitreihen eine Veränderung der Standardabweichung um – 3,5 % bis – 16,8 % (siehe Tabelle 11) und für Indices um – 19,6 % bis – 43,1 % ermittelt werden.

Da dieses Szenario der Situation des UK IPD Monthly Capital Index entspricht, besteht ein Anreiz, die Ergebnisse aus der Simulationsstudie zu verwenden, um auf die tatsächliche Standardabweichung der Marktrenditen des „IPD-Immobilienmarkts“ zu schließen. Wie beschrieben, erlauben die in Tabelle 12 ausgewiesenen Ergebnisse jedoch nur eine ungenaue Prognose über die Standardabweichung der Marktrenditen.

Insbesondere indiziert ein Vergleich mit den im vorangegangenen Abschnitt vorgestellten Ergebnissen, dass IPD durch die Einschränkung des Bewertungszeitraums keine signifikante Verbesserung der Indexqualität bezüglich der Standardabweichung bewirkt (vgl. Tabelle 12 und Tabelle 10).

4.4.2 Die Beeinflussung der Risikodarstellung für einen Immobilienmarkt durch die Bewertungsphänomene, differenziert nach Anlagehorizonten

Im Folgenden werden die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie für unterschiedliche Periodizitäten beschrieben, in welcher Zeitreihen simulierter Indexrenditen analysiert werden. Betrachtet wird nur das Szenario, bei dem die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing kombiniert in einer Zeitreihe von Indexrenditen auftreten. Dabei wird von einem Bewertungszeitraum von zehn Arbeitstagen am Ende eines jeden Monats ausgegangen. Dieses Szenario entspricht der Situation beim IPD UK Monthly Capital-Index (IPD-Referenzszenario).

In der Monte Carlo-Studie werden folgende prozentuale Veränderungen (annualisierter) Standardabweichungen zweimonatlicher Indexrenditen erzielt:

Tabelle 13 Prozentuale Veränderungen zweimonatlicher Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte im IPD-Referenzszenario

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,20 | -11,8% | -10,0% | -8,8% | -7,5% | -5,9% |
| 0,30 | -16,8% | -14,7% | -13,3% | -11,9% | -10,0% |
| 0,40 | -22,4% | -20,1% | -18,4% | -16,9% | -14,6% |
| 0,50 | -28,9% | -26,3% | -24,4% | -22,7% | -19,9% |
| 0,60 | -36,3% | -33,4% | -31,3% | -29,3% | -26,2% |
| 0,70 | -45,2% | -41,9% | -39,6% | -37,4% | -33,7% |

Berechnet in R

Aus der Monte Carlo-Studie werden folgende prozentuale Veränderungen (annualisierter) Standardabweichungen vierteljährlicher Indexrenditen erzielt:

Tabelle 14 Prozentuale Veränderungen vierteljährlicher Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte im IPD-Referenzszenario

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,20 | -9,6% | -7,4% | -5,9% | -4,5% | -2,4% |
| 0,30 | -13,7% | -11,0% | -9,4% | -7,7% | -5,4% |
| 0,40 | -18,4% | -15,4% | -13,5% | -11,6% | -9,1% |
| 0,50 | -23,9% | -20,8% | -18,6% | -16,4% | -13,7% |
| 0,60 | -30,6% | -27,4% | -25,0% | -22,6% | -19,2% |
| 0,70 | -39,2% | -35,7% | -33,2% | -30,6% | -26,7% |

Aus der Monte Carlo-Studie werden folgende prozentuale Veränderungen (annualisierter) Standardabweichungen viermonatlicher Indexrenditen erzielt:

Tabelle 15 Prozentuale Veränderungen viermonatlicher Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte im IPD-Referenzszenario

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,20 | -8,1% | -5,8% | -4,1% | -2,6% | -0,4% |
| 0,30 | -11,3% | -8,7% | -6,7% | -4,9% | -2,5% |
| 0,40 | -15,4% | -12,3% | -10,0% | -7,9% | -5,1% |
| 0,50 | -20,5% | -16,8% | -14,3% | -12,0% | -9,0% |
| 0,60 | -26,7% | -22,6% | -20,0% | -17,6% | -14,0% |
| 0,70 | -35,1% | -30,6% | -27,8% | -25,1% | -21,0% |

Aus der Monte Carlo-Studie werden folgende prozentuale Veränderungen (annualisierter) Standardabweichungen halbjährlicher Indexrenditen erzielt:

Tabelle 16 Prozentuale Veränderungen halbjährlicher Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte im IPD-Referenzszenario

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,20 | -6,4% | -4,3% | -2,7% | -1,2% | 1,1% |
| 0,30 | -9,0% | -6,3% | -4,3% | -2,5% | 0,3% |
| 0,40 | -12,3% | -8,9% | -6,6% | -4,4% | -1,3% |
| 0,50 | -16,1% | -12,4% | -9,7% | -7,2% | -3,6% |
| 0,60 | -21,6% | -17,1% | -14,2% | -11,2% | -7,1% |
| 0,70 | -28,8% | -24,0% | -20,9% | -17,7% | -12,7% |

Aus der Monte Carlo-Studie werden folgende prozentuale Veränderungen von Standardabweichungen jährlicher Indexrenditen erzielt:

Tabelle 17 Prozentuale Veränderungen jährlicher Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte im IPD-Referenzszenario

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,20 | -5,7% | -2,9% | -1,2% | 0,5% | 2,9% |
| 0,30 | -7,5% | -4,0% | -1,9% | 0,2% | 3,2% |
| 0,40 | -9,5% | -5,6% | -2,9% | -0,4% | 3,5% |
| 0,50 | -12,3% | -7,7% | -4,3% | -1,3% | 3,3% |
| 0,60 | -16,0% | -10,5% | -6,5% | -2,9% | 2,9% |
| 0,70 | -21,8% | -14,9% | -10,4% | -5,9% | 1,0% |

Aus der Monte Carlo-Studie werden folgende prozentuale Veränderungen (annualisierter) Standardabweichungen zweijährlicher Indexrenditen erzielt:

Tabelle 18 Prozentuale Veränderungen zweijährlicher Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte im IPD-Referenzszenario

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,20 | -5,0% | -2,3% | -0,4% | 1,2% | 3,9% |
| 0,30 | -6,6% | -3,2% | -0,8% | 1,1% | 4,8% |
| 0,40 | -8,4% | -4,2% | -1,2% | 1,2% | 5,8% |
| 0,50 | -10,9% | -5,5% | -2,0% | 1,1% | 7,2% |
| 0,60 | -14,0% | -7,2% | -3,1% | 0,8% | 7,9% |
| 0,70 | -18,5% | -10,0% | -5,0% | -0,2% | 8,7% |

Aus der Monte Carlo-Studie werden folgende prozentuale Veränderungen (annualisierter) Standardabweichungen dreijährlicher Indexrenditen erzielt:

Tabelle 19 Prozentuale Veränderungen dreijährlicher Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte im IPD-Referenzszenario

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,20 | -5,3% | -2,1% | -0,5% | 1,3% | 4,8% |
| 0,30 | -6,7% | -2,9% | -0,7% | 1,6% | 5,7% |
| 0,40 | -8,8% | -3,9% | -1,0% | 1,8% | 6,8% |
| 0,50 | -10,9% | -5,1% | -1,6% | 1,9% | 8,2% |
| 0,60 | -13,7% | -6,6% | -2,5% | 1,9% | 10,2% |
| 0,70 | -18,1% | -8,9% | -4,0% | 1,6% | 12,6% |

Aus der Monte Carlo-Studie werden folgende prozentuale Veränderungen (annualisierter) Standardabweichungen vierjährlicher Indexrenditen erzielt:

Tabelle 20 Prozentuale Veränderungen vierjährlicher Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte im IPD-Referenzszenario

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,20 | -5,7% | -2,3% | -0,3% | 1,5% | 4,9% |
| 0,30 | -7,3% | -3,0% | -0,5% | 1,8% | 6,2% |
| 0,40 | -9,1% | -3,8% | -0,8% | 2,1% | 7,5% |
| 0,50 | -11,2% | -5,0% | -1,2% | 2,2% | 8,9% |
| 0,60 | -14,5% | -6,6% | -1,8% | 2,4% | 11,5% |
| 0,70 | -19,3% | -8,8% | -2,9% | 2,5% | 14,2% |

Aus der Monte Carlo-Studie werden folgende prozentuale Veränderungen (annualisierter) Standardabweichungen sechsjährlicher Indexrenditen erzielt:

Tabelle 21 Prozentuale Veränderungen sechsjährlicher Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte im IPD-Referenzszenario

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,20 | -7,2% | -2,3% | -0,2% | 1,9% | 7,0% |
| 0,30 | -8,8% | -3,2% | -0,3% | 2,2% | 8,6% |
| 0,40 | -11,5% | -4,2% | -0,4% | 2,8% | 10,5% |
| 0,50 | -14,7% | -5,3% | -0,6% | 3,5% | 12,7% |
| 0,60 | -17,8% | -6,9% | -1,0% | 4,1% | 16,5% |
| 0,70 | -22,5% | -9,0% | -1,9% | 4,8% | 21,9% |

Aus der Monte Carlo-Studie werden folgende prozentuale Veränderungen (annualisierter) Standardabweichungen zwölfjähriger Indexrenditen erzielt:

Tabelle 22 Prozentuale Veränderungen zwölfjähriger Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte im IPD-Referenzszenario

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,20 | -21,2% | -3,8% | -0,2% | 3,8% | 38,2% |
| 0,30 | -26,0% | -5,2% | -0,4% | 4,4% | 45,5% |
| 0,40 | -30,2% | -7,2% | -0,6% | 5,3% | 56,7% |
| 0,50 | -38,1% | -8,6% | -0,9% | 6,7% | 71,7% |
| 0,60 | -46,1% | -11,0% | -1,5% | 7,9% | 87,8% |
| 0,70 | -52,8% | -14,0% | -1,5% | 10,5% | 106,0% |

Die in den Tabellen ausgewiesenen Ergebnisse zeigen, dass für mehrere alternative Periodizitäten der Analyse einer autokorrelierten Indexrenditenreihe teilweise sehr unterschiedliche prozentuale Veränderungen der annualisierten Standardabweichung erzielt werden. Die wesentlichen Ergebnisse für die unterschiedlichen Periodizitäten sind noch einmal in den folgenden beiden Tabellen zusammenfassend dargestellt:

Tabelle 23 Prozentuale Veränderungen der (annualisierten) Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte im IPD-Referenzszenario bei Annahme eines Durchschnittswerts der Glättungsfaktoren in Höhe von 0,5 für ausgewählte Quantile von Ergebnisverteilungen und differenziert nach Analyseperiodizitäten

| Analyseperiodizität (in Monaten) | Glättungsfaktor $1-\alpha=0,5$ | | |
|-------------------------------------|--------------------------------|-----------------|-----------------|
| | 5%- Quantil | 50%- Quantil | 95%- Quantil |
| monatlich (1) | -38,3% | -33,9% | -29,2% |
| zweimonatlich (2) | -28,9% | -24,4% | -19,9% |
| vierteljährlich (3) | -23,9% | -18,6% | -13,7% |
| viermonatlich (4) | -20,5% | -14,3% | -9,0% |
| halbjährlich (6) | -16,1% | -9,7% | -3,6% |
| jährlich (12) | -12,3% | -4,3% | 3,3% |
| zweijährlich (24) | -10,9% | -2,0% | 7,2% |
| dreijährlich (36) | -10,9% | -1,6% | 8,2% |
| vierjährlich (48) | -11,2% | -1,2% | 8,9% |
| sechsjährlich (72) | -14,7% | -0,6% | 12,7% |
| zwölfjährlich (144) | -38,1% | -0,9% | 71,7% |

Berechnet in R

Tabelle 24 Zusammenfassung der wesentlichen Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie bei Berücksichtigung des Bereichs der Ergebnisverteilungen zwischen dem 25- und 75-Prozent-Quantil und Annahme eines Durchschnittswerts der Glättungsfaktoren zwischen 0,3 und 0,6

| Analyseperiodizität (in Monaten) | Prognoseintervall | |
|-------------------------------------|-----------------------------|----------------------------|
| | Untergrenze: 25%-Quantil | Obergrenze: 75%-Quantil |
| monatlich (1) | -43,1% | -19,6% |
| zweimonatlich (2) | -33,4% | -11,9% |
| vierteljährlich (3) | -27,4% | -7,7% |
| viermonatlich (4) | -22,6% | -4,9% |
| halbjährlich (6) | -17,1% | -2,5% |
| jährlich (12) | -10,5% | 0,2% |
| zweijährlich (24) | -7,2% | 1,2% |
| dreijährlich (36) | -6,6% | 1,9% |
| vierjährlich (48) | -6,6% | 2,4% |
| sechsjährlich (72) | -6,9% | 4,1% |
| zwölfjährlich (144) | -11,0% | 7,9% |

Aus den beiden Tabellen ist ersichtlich, dass mit einer sukzessiven Erhöhung der Periodizität, in der eine Zeitreihe analysiert wird, die absolute prozentuale Abweichung der Standardabweichung der simulierten Indexrenditen von der Standardabweichung der

simulierten Marktrenditen zunächst sinkt und dann in höheren Periodizitäten auch wieder ansteigt. Dementsprechend wird für höhere Periodizitäten eher eine bessere Prognostizierbarkeit der (annualisierten) Standardabweichung von Marktrenditen erreicht. Die Informationslage verbessert sich jedoch nicht bei einer weiteren Erhöhung der Analyse-Periodizität über die circa zwei- bis dreijährliche Periodizität hinaus. Eine optimale Prognostizierbarkeit der Risiken von Immobilienanlagen besteht daher für Anlagehorizonte von zwei bis drei Jahren.

Diese Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie werden wie folgt interpretiert: Die Bewertungsphänomene verursachen eine Veränderung der Autokorrelationsstruktur und auch der Standardabweichung der Renditenreihe eines bewertungsbasierten Index. Am stärksten dürften die Zeitreiheneigenschaften der Renditenreihe eines bewertungsbasierten Index durch die Bewertungsphänomene in der Periodizität verändert werden, in der auch die Bewertungsphänomene in Erscheinung treten. In höheren Periodizitäten wird der verzerrende Einfluss der Bewertungsphänomene insbesondere auf die Volatilität einer Renditenreihe zunehmend abgemildert. Offenbar wird aber auch zusätzlich die Autokorrelation in den zugrunde liegenden Marktrenditen abgemildert. Dadurch sind in höheren Periodizitäten bessere Prognosen der Standardabweichungen von Marktrenditen aus den Standardabweichungen der Renditenreihen bewertungsbasierter Indices möglich.

Aus der Tabelle 24 ist ersichtlich, dass eine Ergebnisverbesserung nur bis zu einer Analyseperiodizität von circa zwei bis drei Jahren erzielt wird. Bei einer weiteren Erhöhung der Analyseperiodizität wird in der Mehrzahl der Versuchsdurchläufe eher eine Ergebnisverschlechterung erzielt. Dies kann möglicherweise mit einem Informationsverlust erklärt werden, der auch mit einer Erhöhung der Analyseperiodizität (bei konstantem Zeitraum, auf den sich die Zeitreihe bezieht) einhergeht.

Diese Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie sollen nun verwendet werden, um Rückschlüsse auf die Standardabweichung der IPD-Marktrenditen zu ziehen. Dabei ist aufgrund verbleibender Unsicherheiten das Treffen von Annahmen jedoch unumgänglich. Zum einen wird davon ausgegangen, dass die über die Versuchsdurchläufe der Monte Carlo-Studie variierten Autokorrelationsstrukturen in ihrem Muster und ihrer Persistenz auch die Situation der Marktrenditen der IPD-Immobilien beinhalten. Außerdem wird für die Simulationen davon ausgegangen, dass die Marktrenditen positive, jedoch keine negative

Autokorrelation aufweisen können. Damit können die Zeitreihen der simulierten Indexrenditen einen Mean-Aversion-Effekt beinhalten. Jedoch muss diese Annahme nicht zwingend auf die IPD-Renditenreihe zutreffen. Die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie sollen zur „Schätzung“ der annualisierten Standardabweichungen der IPD-Marktrenditen aus den annualisierten Standardabweichungen der IPD-Indexrenditen für unterschiedliche Analyseperiodizitäten verwendet werden. Allerdings werden vornehmlich (drei mögliche) Szenarien für die annualisierten Standardabweichungen als genaue Prognosen gegeben.

Es wird aber für wahrscheinlich gehalten, dass aus den IPD-Renditen in zweijährlicher Periodizität eine sehr genaue Prognose der (annualisierten) Standardabweichung der IPD-Marktrenditen in zweijährlicher Periodizität möglich ist. Orientierend an den Ergebnissen in Tabelle 23 ist es augenscheinlich, dass die Standardabweichung der Marktrenditen von Investments in das IPD-Immobilienportfolio bei einem Anlagehorizont von zwei Jahren durch die Bewertungsphänomene nur um – 10,9 % bis 7,2 % verändert wird. Sofern Effekte des zeitlichen Anlagehorizonts vernachlässigt werden (können),¹¹⁰ wird vorgeschlagen, diesen Wert auch für andere Anlagehorizonte anzuwenden. Insbesondere kann die (annualisierte) Zweijahres-Standardabweichung der IPD-Renditen auch für eine Beurteilung der optimalen Aufteilung finanzieller Mittel auf IPD UK Immobilien und Anlagen anderer Anlageklassen in einem gemischten Portfolio verwendet werden. Insbesondere bei längeren Anlagehorizonten als zwei Jahren wird vorgeschlagen, dennoch die 2-Jahres-Standardabweichung als Risikomaß heranzuziehen, da aufgrund des mit einer weiteren Erhöhung der Analyseperiodizität einhergehenden möglichen Informationsverlusts (d. h. der verringerten Anzahl an Beobachtungen in einer Zeitreihe) die Qualität der Prognosen für noch höhere Anlagezeiträume zunehmend verringert wird. Bei geringeren Anlagehorizonten als zwei Jahren ist eine Spekulation über die Autokorrelationsstruktur der Marktrenditen erforderlich. Wie bereits erläutert, ist daher für kurzfristige Anlagehorizonte eher die Beschreibung eines Szenarios als eine Prognose möglich. Bei ausschließlich positiver Autokorrelation in den Marktrenditen (d. h. Vorliegen von Mean Aversion),¹¹¹ bildet die

¹¹⁰ Hier wird vorgeschlagen, den zeitlichen Anlagehorizont zu vernachlässigen, wenn der Analyst an einen informationseffizienten Markt glaubt. Auch weitere Gründe sprechen für eine Vernachlässigung von Horizonteffekten (siehe Abschnitt 4.6).

¹¹¹ Häufig enthält eine Zeitreihe für die unterschiedlichen Time-Lags positive und negative Autokorrelationskoeffizienten.

annualisierte Zweijahres-Standardabweichung zugleich eine Obergrenze für die annualisierten Standardabweichungen geringerer Periodizitäten.

Unter Berücksichtigung der in Tabelle 23 (mittlere Spalte) und Tabelle 24 zusammengefassten prozentualen Veränderungen der Standardabweichungen von Indexrenditen durch die Bewertungsphänomene werden zur Prognose der annualisierten Standardabweichungen der IPD-Marktrenditen folgende Faktoren verwendet:

Tabelle 25 Faktoren zur Berechnung der Standardabweichungen der IPD-Marktrenditen für unterschiedliche Anlagehorizonte aus den Standardabweichungen der IPD-Indexrenditen

| Analyseperiodizität (in Monaten) | Faktoren | | |
|-------------------------------------|----------------------------|----------------------------------|-----------------------------|
| | Obergrenze: 75%-Quantil | 50%- Quantil, $\alpha=0,5$ | Untergrenze: 25%-Quantil |
| monatlich (1) | 1,24 | 1,51 | 1,76 |
| zweimonatlich (2) | 1,14 | 1,32 | 1,50 |
| vierteljährlich (3) | 1,08 | 1,23 | 1,38 |
| viermonatlich (4) | 1,05 | 1,17 | 1,29 |
| halbjährlich (6) | 1,03 | 1,11 | 1,21 |
| jährlich (12) | 1,00 | 1,04 | 1,12 |
| zweijährlich (24) | 0,99 | 1,02 | 1,08 |
| dreijährlich (36) | 0,98 | 1,02 | 1,07 |
| vierjährlich (48) | 0,98 | 1,01 | 1,07 |
| sechsjährlich (72) | 0,96 | 1,01 | 1,07 |
| zwölfjährlich (144) | 0,93 | 1,01 | 1,12 |

Berechnet in R

Die Standardabweichungen der Marktrenditen der IPD-Immobilien, differenziert nach Anlagehorizonten, werden aus den Standardabweichungen der IPD-Indexrenditen durch Multiplikation mit den in Tabelle 25 angegebenen Faktoren geschätzt:

Tabelle 26 Standardabweichung der IPD-Indexrenditen (1987–2010), differenziert nach Analyseperiodizität (Spalte 2), und mögliche Szenarien für die Standardabweichung von IPD-Marktrenditen bei Annahme von Mean-Aversion (d. h. positiver Autokorrelation in den Marktrenditen)

| Analyseperiodizität (in Monaten) | Standardabweichung der IPD-Renditen | | | |
|-------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------|--|-------------------------------|
| | Indexrenditen | Marktrenditen (Untergrenze) | Marktrenditen (50%-Q, $\alpha=0,5$) | Marktrenditen (Obergrenze) |
| monatlich (1) | 1,17 | 1,46 | 1,77 | 2,06 |
| zweimonatlich (2) | 2,32 | 2,63 | 3,07 | 3,48 |
| vierteljährlich (3) | 3,43 | 3,72 | 4,21 | 4,72 |
| viermonatlich (4) | 4,52 | 4,75 | 5,27 | 5,84 |
| halbjährlich (6) | 6,41 | 6,57 | 7,10 | 7,73 |
| jährlich (12) | 10,84 | 10,82 | 11,33 | 12,11 |
| zweijährlich (24) | 19,15 | 18,92 | 19,54 | 20,64 |
| dreijährlich (36) | 24,09 | 23,64 | 24,48 | 25,79 |
| vierjährlich (48) | 27,94 | 27,29 | 28,28 | 29,91 |
| sechsjährlich (72) | 19,34 | 18,58 | 19,46 | 20,77 |
| zwölfjährlich (144) | 16,28 | 15,09 | 16,43 | 18,29 |

Um eine Vergleichbarkeit der Ergebnisse für die unterschiedlichen Analyseperiodizitäten (bzw. Anlagehorizonte) herzustellen, werden auch annualisierte Standardabweichungen vorgestellt:

Tabelle 27 Annualisierte Standardabweichung der IPD-Indexrenditen (1987–2010), differenziert nach Analyseperiodizität (Spalte 2), und mögliche Szenarien für die annualisierte Standardabweichung von IPD-Marktrenditen bei Annahme von Mean-Aversion (d. h. positiver Autokorrelation in den Marktrenditen)

| Analyseperiodizität (in Monaten) | Annualisierte Standardabweichung der IPD-Renditen | | | | |
|-------------------------------------|---|--------------------------------|--|-------------------------------|----------------------|
| | Indexrenditen | Marktrenditen (Untergrenze) | Marktrenditen (50%-Q, $\alpha=0,5$) | Marktrenditen (Obergrenze) | Differenz (OG-UG) |
| monatlich (1) | 4,05 | 5,04 | 6,13 | 7,12 | 2,08 |
| zweimonatlich (2) | 5,68 | 6,45 | 7,52 | 8,53 | 2,08 |
| vierteljährlich (3) | 6,86 | 7,43 | 8,43 | 9,45 | 2,02 |
| viermonatlich (4) | 7,83 | 8,23 | 9,14 | 10,11 | 1,88 |
| halbjährlich (6) | 9,07 | 9,30 | 10,04 | 10,93 | 1,64 |
| jährlich (12) | 10,84 | 10,82 | 11,33 | 12,11 | 1,29 |
| zweijährlich (24) | 13,54 | 13,38 | 13,82 | 14,59 | 1,21 |
| dreijährlich (36) | 13,91 | 13,65 | 14,13 | 14,89 | 1,24 |
| vierjährlich (48) | 13,97 | 13,64 | 14,14 | 14,96 | 1,31 |
| sechsjährlich (72) | 7,90 | 7,58 | 7,94 | 8,48 | 0,90 |
| zwölfjährlich (144) | 4,70 | 4,36 | 4,74 | 5,28 | 0,92 |

Die starken Abweichungen zwischen den annualisierten Standardabweichungen der IPD-Indexrenditen (Tabelle 27, Spalte 2) für unterschiedliche Periodizitäten (bzw. Anlagehorizonte) werden hier dahingehend interpretiert, dass auf dem „Markt“ für IPD-Immobilien keine Informationseffizienz herrscht. Daher wird auch für die Monte Carlo-Studien davon ausgegangen, dass bereits in den Marktrenditen ein Mean Aversion-Effekt vorliegt. Allerdings wird auch als gesichert angenommen, dass die Abweichungen der annualisierten Standardabweichungen der Renditen eines bewertungsbasierten Index für unterschiedliche Periodizitäten zumindest teilweise durch die Bewertungsphänomene und eventuell auch durch Informationsverluste verursacht werden. Die in den Spalten 3 bis 5 der Tabelle 27 dargestellten Ergebnisse können als drei mögliche Szenarien für annualisierte Standardabweichungen einer Zeitreihe von Marktrenditen für den „IPD UK Gesamtmarkt“, differenziert nach Anlagehorizonten, aufgefasst werden.

4.4.3 Die Beeinflussung mittlerer Renditen für einzelne Immobilien und für einen Immobilienmarkt durch die Bewertungsphänomene

4.4.3.1 Die Auswirkungen des Phänomens der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen auf den Mittelwert von Monatsrenditen

Die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie zeigen, dass die Phänomene die Mittelwerte der Renditenreihen für einzelne Immobilien und gesamte Märkte in ungefähr gleichem Ausmaß verändern. Es werden daher vorwiegend Ergebnisse für die Renditenreihen eines Gesamtmarkts vorgestellt.

Tabelle 28 Durch das Phänomen der nicht-äquidistanten Bewertungen verursachte prozentuale Veränderungen der Mittelwerte von Renditenreihen für einzelne Anlagen

| Bewertungszeitraum innerhalb eines Monats umfasst | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|---|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| die letzten 10 Arbeitstage des Monats | -6,0% | -0,8% | 0,0% | 0,7% | 5,8% |
| den gesamten Monat | -14,5% | -1,5% | 0,0% | 1,5% | 11,7% |

Berechnet in R

Tabelle 29 Durch das Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen verursachte prozentuale Veränderungen der Mittelwerte von Renditenreihen für gesamte Märkte

| Bewertungszeitraum innerhalb eines Monats umfasst | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|---|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| die letzten 10 Arbeitstage des Monats | -6,3% | -0,8% | 0,0% | 0,9% | 5,8% |
| den gesamten Monat | -12,4% | -1,7% | 0,0% | 1,9% | 10,7% |

Aus der Monte Carlo-Studie wird das Ergebnis erzielt, dass das Phänomen der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen die Mittelwerte der Renditenreihen für einzelne Immobilien und gesamte Märkte in ungefähr gleichem Ausmaß verändern kann. Dabei werden sowohl positive als auch negative Veränderungen der Mittelwerte errechnet. Die Verteilung der Ergebnisse bezüglich des Mittelwerts zeigt, dass dieser im Median der Simulationsdurchläufe nicht durch das Phänomen verändert wird. In 90 Prozent der Simulationsdurchläufe wird im Szenario eines eingeschränkten Bewertungszeitraums der Mittelwert der Renditenreihen für einen gesamten Markt um – 6,3 % bis 5,8 % verändert. Sofern kein Bewertungszeitraum innerhalb eines Monats vorgegeben ist, beträgt die

Veränderung – 12,4 % bis 10,7 %. Es zeigt sich also, dass durch die Einschränkung der Bewertungszeiträume möglicherweise eine Verbesserung der Indexqualität (und auch der Qualität von Renditenreihen für einzelne Immobilien) im Hinblick auf den Mittelwert einer Renditenreihe erreicht wird.

4.4.3.2 Die Auswirkung des Phänomens Appraisal-Smoothing auf den Mittelwert von Monatsrenditen

Tabelle 30 Durch das Phänomen des Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Mittelwerte von Renditenreihen für einzelne Anlagen

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -0,9% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 1,8% |
| 0,20 | -4,0% | -0,1% | 0,0% | 0,1% | 4,5% |
| 0,30 | -10,5% | -0,5% | 0,0% | 0,5% | 8,1% |
| 0,40 | -14,7% | -1,3% | 0,0% | 1,1% | 10,6% |
| 0,50 | -17,0% | -1,8% | 0,0% | 1,4% | 14,0% |
| 0,60 | -29,1% | -2,4% | 0,0% | 2,3% | 18,4% |
| 0,70 | -34,2% | -4,4% | -0,1% | 3,8% | 26,9% |
| 0,80 | -55,4% | -7,9% | -0,4% | 5,7% | 41,5% |
| 0,90 | -79,6% | -12,8% | -1,8% | 6,9% | 59,2% |

Berechnet in R

Tabelle 31 Durch das Phänomen des Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Mittelwerte von Renditenreihen für gesamte Märkte

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -2,7% | -0,4% | 0,0% | 0,4% | 2,3% |
| 0,20 | -5,7% | -0,8% | 0,0% | 0,8% | 4,9% |
| 0,30 | -9,1% | -1,3% | 0,0% | 1,3% | 7,7% |
| 0,40 | -13,1% | -1,9% | -0,1% | 1,8% | 10,3% |
| 0,50 | -17,7% | -2,7% | -0,2% | 2,3% | 14,8% |
| 0,60 | -23,3% | -3,6% | -0,4% | 3,2% | 21,1% |
| 0,70 | -30,9% | -5,1% | -0,6% | 4,2% | 29,1% |
| 0,80 | -43,2% | -7,9% | -1,1% | 5,7% | 37,6% |
| 0,90 | -72,5% | -12,8% | -2,7% | 7,6% | 64,6% |

Das Phänomen Appraisal-Smoothing verursacht in den Simulationsdurchläufen der Monte Carlo-Studie prozentuale Veränderungen des Mittelwerts einer Renditenreihe für eine

einzelne Immobilie und einen gesamten Markt in ungefähr gleichem Ausmaß. Im Median der geordneten Ergebnisse aus den Simulationsdurchläufen wird der Mittelwert einer Renditenreihe durch das Appraisal-Smoothing nicht oder im Bereich plausibler Durchschnittswerte von Glättungsfaktoren nur um wenige zehntel Prozent verringert. In 90 Prozent der Versuchsdurchläufe werden bei einem durchschnittlichen Wert des Beta-verteilten (vgl. Abschnitt 3.3.3) Glättungsfaktors in Höhe von 0,5 prozentuale Veränderungen des Mittelwerts zwischen – 17,7 % und 14,8 % errechnet. Unter der Annahme, dass der mittlere Glättungsfaktor zwischen 0,3 und 0,6 liegt und den Ergebnissen zwischen den 25- und 75-Prozent-Quantilen vertraut wird, kann für Renditenreihen eines Gesamtmarkts eine Veränderung des Mittelwerts um – 3,6 % bis – 3,2 % ermittelt werden.

4.4.3.3 Die Auswirkung der kombinierten Phänomene der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen mit **uneingeschränktem** Bewertungszeitraum und des Appraisal-Smoothing auf den Mittelwert von Monatsrenditen

Beim kombinierten Auftreten der Phänomene der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing werden keine wesentlichen Unterschiede zwischen den Ergebnissen für Renditenreihen einzelner Immobilien einerseits und gesamter Märkte andererseits erhalten. Im Median der Ergebnisverteilungen ergeben sich für plausible Durchschnittswerte von Glättungsfaktoren wieder keine Veränderungen der Mittelwerte oder nur prozentuale Verringerungen um wenige zehntel Prozent. Anders als für die Standardabweichung wird für den Mittelwert nicht festgestellt, dass die Auswirkungen des Phänomens der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen gegenüber denen des Appraisal-Smoothing vernachlässigbar gering wären. Dennoch wirken die Phänomene beim gemeinsamen Auftreten weniger als additiv. In 90 Prozent der Versuchsdurchläufe ergeben sich bei einem durchschnittlichen Wert des betaverteilten (vgl. Abschnitt 3.3.3) Glättungsfaktors in Höhe von 0,5 prozentuale Veränderungen des Mittelwerts zwischen – 25,9 % und 22,8 %. Unter der Annahme, dass der mittlere Glättungsfaktor zwischen 0,3 und 0,6 liegt und den Ergebnissen zwischen den 25- und 75-Prozent-Quantilen vertraut wird, kann für Renditenreihen für einen Gesamtmarkt eine Veränderung des Mittelwerts um – 4,8 % bis 4,1 % errechnet werden.

Tabelle 32 Durch die Phänomene der nicht-äquidistanten Bewertungen und des Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Mittelwerte von Renditenreihen für einzelne Anlagen bei uneingeschränktem Bewertungszeitraum

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -16,2% | -1,6% | 0,0% | 1,6% | 12,3% |
| 0,20 | -18,5% | -2,0% | 0,0% | 2,0% | 16,0% |
| 0,30 | -21,8% | -2,3% | 0,0% | 2,6% | 19,7% |
| 0,40 | -23,6% | -3,0% | 0,0% | 2,9% | 22,1% |
| 0,50 | -28,3% | -3,8% | -0,2% | 3,2% | 26,5% |
| 0,60 | -37,8% | -4,3% | -0,1% | 4,0% | 28,0% |
| 0,70 | -42,2% | -5,7% | -0,3% | 4,8% | 34,5% |
| 0,80 | -55,6% | -9,3% | -0,8% | 6,7% | 53,1% |
| 0,90 | -79,0% | -14,0% | -2,0% | 7,8% | 68,4% |

Berechnet in R

Tabelle 33 Durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Mittelwerte von Renditenreihen für gesamte Märkte bei uneingeschränktem Bewertungszeitraum

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -14,6% | -2,0% | 0,0% | 2,1% | 11,9% |
| 0,20 | -17,1% | -2,3% | 0,0% | 2,3% | 14,4% |
| 0,30 | -19,4% | -2,7% | 0,0% | 2,8% | 17,6% |
| 0,40 | -21,9% | -3,2% | -0,1% | 3,2% | 18,8% |
| 0,50 | -25,9% | -3,8% | -0,2% | 3,6% | 22,8% |
| 0,60 | -32,3% | -4,8% | -0,5% | 4,1% | 28,1% |
| 0,70 | -35,8% | -6,3% | -0,7% | 5,0% | 35,5% |
| 0,80 | -48,7% | -8,7% | -1,3% | 6,4% | 43,6% |
| 0,90 | -74,9% | -13,6% | -2,9% | 7,9% | 68,3% |

4.4.3.4 Die Auswirkung der kombinierten Phänomene der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen mit eingeschränktem Bewertungszeitraum und des Appraisal-Smoothing auf den Mittelwert von Monatsrenditen (**IPD-Referenzszenario**)

In den folgenden beiden Tabellen werden die Ergebnisse für das IPD-Referenzszenario vorgestellt:

Tabelle 34 Durch die Phänomene der nicht-äquidistanten Bewertungen und des Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Mittelwerte von Renditenreihen für einzelne Anlagen bei einem Bewertungszeitraum von zehn Arbeitstagen

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|--------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -8,8% | -0,9% | 0,0% | 1,0% | 7,0% |
| 0,20 | -11,2% | -1,2% | 0,0% | 1,2% | 9,6% |
| 0,30 | -15,6% | -1,5% | 0,0% | 1,6% | 12,8% |
| 0,40 | -19,7% | -2,1% | 0,0% | 2,1% | 15,1% |
| 0,50 | -20,5% | -2,7% | 0,0% | 2,4% | 21,6% |
| 0,60 | -31,2% | -3,3% | -0,1% | 3,0% | 23,1% |
| 0,70 | -37,3% | -5,0% | -0,3% | 4,5% | 31,1% |
| 0,80 | -61,7% | -8,7% | -0,5% | 6,5% | 44,8% |
| 0,90 | -81,7% | -13,6% | -1,9% | 7,2% | 66,8% |

Berechnet in R

Tabelle 35 Durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Mittelwerte von Renditenreihen für gesamte Märkte bei einem Bewertungszeitraum von zehn Arbeitstagen (IPD-Szenario)

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|--------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -8,7% | -1,1% | 0,0% | 1,2% | 7,0% |
| 0,20 | -11,5% | -1,4% | 0,0% | 1,5% | 8,8% |
| 0,30 | -14,2% | -1,8% | 0,0% | 1,9% | 11,5% |
| 0,40 | -17,8% | -2,4% | -0,1% | 2,3% | 14,1% |
| 0,50 | -21,2% | -3,2% | -0,1% | 2,9% | 18,7% |
| 0,60 | -27,6% | -4,2% | -0,4% | 3,6% | 24,4% |
| 0,70 | -33,5% | -5,5% | -0,6% | 4,5% | 32,7% |
| 0,80 | -45,8% | -8,2% | -1,2% | 6,0% | 40,7% |
| 0,90 | -74,0% | -13,2% | -2,8% | 7,7% | 66,0% |

Ein Vergleich mit den im vorherigen Abschnitt vorgestellten Ergebnissen zeigt, dass durch die Vorgabe eines Bewertungsfensters von zehn Arbeitstagen in einigen Simulationsdurchläufen eine Verbesserung der Indexqualität in Bezug auf den Mittelwert erzielt wird. In 90 Prozent der Versuchsdurchläufe werden bei einem durchschnittlichen Wert des betaverteilten (vgl. Abschnitt 4.2.5) Glättungsfaktors in Höhe von 0,5 prozentuale Veränderungen des Mittelwerts der Renditenreihe für einen gesamten Markt zwischen – 21,2 % und 18,7 % errechnet. Unter der Annahme, dass der mittlere Glättungsfaktor zwischen 0,3 und 0,6 liegt und den Ergebnissen zwischen den 25- und 75-Prozent-Quantilen der Ergebnisverteilungen der Monte Carlo-Studien vertraut wird, kann für Renditenreihen für einen Gesamtmarkt eine Veränderung des Mittelwerts um – 4,2 % bis 3,6 % festgestellt werden.

4.4.4 Verzögerungen, mit denen Wendepunkte der Marktentwicklung durch einen Monatsindex dargestellt werden

4.4.4.1 Die Auswirkungen des Phänomens der nicht-synchronen Bewertungen auf die zeitliche Verzögerung, mit der Wendepunkte der Marktentwicklung durch Indices dargestellt werden

Im vorliegenden Abschnitt werden nur Ergebnisse für einen gesamten Markt bzw. Indices und nicht für einzelne Immobilien vorgestellt.

Tabelle 36 Durch das Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen verursachte zeitliche Verzögerung (in vollen Monaten), mit der ein Index die Wendepunkte am Markt durch minimale und maximale Indexwerte widerspiegelt, und absolute Veränderung des zeitlichen Abstands zwischen dem Minimum und dem Maximum

| Bewertungszeitraum innerhalb eines Monats umfasst | Zeitreihen-eigenschaft | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|---|------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| die letzten 10 Arbeitstage des Monats | Maximum | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | Minimum | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 0 | 0 | 1 | 6 |
| den gesamten Monat | Maximum | -1 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| | Minimum | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 0 | 1 | 1 | 8 |

Berechnet in R

Wie aus Tabelle 36 ersichtlich ist, werden die Zeitpunkte minimaler und maximaler Marktwerte (also die Wendepunkte) eines Markts durch eine mit dem Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen veränderte Zeitreihe von Indexwerten im Median der Verteilung der Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie korrekt widerspiegelt. In 90 Prozent der Versuchsdurchläufe spiegelt der Monatsindex aus Schätzwerten nicht-synchroner Bewertungen die Zeitpunkte minimaler und maximaler Marktwerte korrekt oder mit einem Monat Verzögerung oder Vorlauf (nur beim Maximum mit uneingeschränktem Bewertungszeitraum) wider. Durch die Vorgabe eines restriktiven Bewertungszeitraums innerhalb eines jeden Monats wird die Anzahl der Versuchsdurchläufe offenbar geringfügig erhöht, in denen der Index die Zeitpunkte minimaler und maximaler Marktwerte exakt anzeigt; d. h., ein zeitlicher Vorlauf wird in diesem Bereich nicht mehr beobachtet. In 95

Prozent der Versuchsdurchläufe verändert (d. h. erhöht oder verringert) sich der zeitliche Abstand zwischen dem Minimum und dem Maximum der Zeitreihe für einen Gesamtmarkt um maximal acht Monate.¹¹² In 75 Prozent der Versuchsdurchläufe verändert (d. h. erhöht oder verringert) sich der zeitliche Abstand zwischen dem Minimum und dem Maximum der Zeitreihe für einen Gesamtmarkt um maximal einen Monat.

4.4.4.2 Die Auswirkungen des Phänomens Appraisal-Smoothing auf die zeitliche Verzögerung, mit der Wendepunkte der Marktentwicklung durch Indices dargestellt werden

Tabelle 37 Durch das Phänomen Appraisal-Smoothing verursachte zeitliche Verzögerung (in vollen Monaten), mit der ein Index die Wendepunkte am Markt durch minimale und maximale Indexwerte widerspiegelt, und absolute Veränderung des zeitlichen Abstands zwischen dem Minimum und dem Maximum

| Glättungsfaktor (1- α) | Zeitreihen- eigenschaft | 5%- Quantil | 25%- Quantil | 50%- Quantil | 75%- Quantil | 95%- Quantil |
|-----------------------------------|----------------------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 0,30 | Maximum | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| | Minimum | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 0 | 0 | 1 | 7 |
| 0,50 | Maximum | 0 | 0 | 0 | 1 | 4 |
| | Minimum | 0 | 0 | 0 | 1 | 4 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 0 | 1 | 2 | 13 |
| 0,70 | Maximum | 0 | 0 | 1 | 2 | 8 |
| | Minimum | 0 | 0 | 1 | 2 | 7 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 1 | 1 | 3 | 20 |
| 0,90 | Maximum | 0 | 1 | 4 | 8 | 21 |
| | Minimum | 0 | 1 | 4 | 8 | 23 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 2 | 5 | 11 | 34 |

Berechnet in R

Sofern das Phänomen Appraisal-Smoothing in einer Zeitreihe für einen gesamten Markt auftritt, kann dies dazu führen, dass der Index einen Wendepunkt der Entwicklung der Marktwerte erst mit zeitlicher Verzögerung widerspiegelt. Das Ausmaß der zeitlichen Verzögerung hängt von dem Durchschnittswert der von Gutachtern bei

¹¹² Es wird nur die **absolute** Veränderung des zeitlichen Abstands in vollen Monaten angegeben, d. h. es ist nicht erkennbar, ob eine Verringerung oder Erhöhung vorliegt.

Immobilienbewertungen verwendeten Glättungsfaktoren ab. Für Durchschnittswerte des Glättungsfaktors bis 0,5 spiegelt der Index die Zeitpunkte der Wendepunkte am Markt (d. h. minimale oder maximale Marktwerte) nach dem Median der Ergebnisverteilung exakt wider und in 90 Prozent aller Versuchsdurchläufe mit einer Verzögerung zwischen null und vier Monaten. Bei einem Durchschnittswert des Glättungsfaktors in Höhe von 0,7 wird eine Ergebnisverteilung errechnet, die im Median anzeigt, dass die Wendepunkte um einen Monat verzögert und in 90 Prozent der Versuchsdurchläufe zwischen null und acht Monaten verzögert dargestellt werden. Für noch höhere und damit offenbar unrealistische Durchschnittswerte des Glättungsfaktors wird ein starker Anstieg der zeitlichen Verzögerung ermittelt. Für Durchschnittswerte des Glättungsfaktors bis 0,5 verändert sich in 95 Prozent der Versuchsdurchläufe der zeitliche Abstand zwischen dem Minimum und dem Maximum der Zeitreihe für einen Gesamtmarkt um maximal 13 Monate. Für Durchschnittswerte des Glättungsfaktors bis 0,7 verändert sich in 75 Prozent der Versuchsdurchläufe der zeitliche Abstand zwischen dem Minimum und dem Maximum der Zeitreihe für einen Gesamtmarkt um maximal drei Monate.

4.4.4.3 Die Auswirkungen der kombinierten Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen mit **uneingeschränktem** Bewertungszeitraum und Appraisal-Smoothing auf die zeitliche Verzögerung, mit der Wendepunkte der Marktentwicklung durch Indices dargestellt werden

Für das Szenario, bei dem die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen (mit uneingeschränktem Bewertungszeitraum) und des Appraisal-Smoothing kombiniert einen Index verändern, spiegelt der Index die Höchst- und Tiefststände der Marktwerte mit zeitlichen Verzögerungen in einem vergleichbaren Ausmaß zum Szenario des isolierten Auftretens des Appraisal-Smoothings wider. Jedoch wird teilweise auch eine Erhöhung der zeitlichen Verzögerungen um eine weitere Periode errechnet.

Tabelle 38 Durch die Phänomene nicht-synchrone Bewertungen mit uneingeschränktem Bewertungszeitraum und Appraisal-Smoothing verursachte zeitliche Verzögerung (in vollen Monaten), mit der ein Index die Wendepunkte am Markt durch minimale und maximale Indexwerte widerspiegelt, und absolute Veränderung des zeitlichen Abstands zwischen dem Minimum und dem Maximum

| Glättungsfaktor (1- α) | Zeitreihen- eigenschaft | 5%- Quantil | 25%- Quantil | 50%- Quantil | 75%- Quantil | 95%- Quantil |
|-----------------------------------|----------------------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 0,30 | Maximum | 0 | 0 | 1 | 1 | 2 |
| | Minimum | 0 | 0 | 1 | 1 | 2 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 0 | 1 | 1 | 9 |
| 0,50 | Maximum | 0 | 0 | 1 | 1 | 5 |
| | Minimum | 0 | 0 | 1 | 1 | 4 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 0 | 1 | 2 | 15 |
| 0,70 | Maximum | 0 | 1 | 1 | 3 | 8 |
| | Minimum | 0 | 1 | 2 | 3 | 7 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 1 | 2 | 4 | 22 |
| 0,90 | Maximum | 0 | 2 | 4 | 8 | 21 |
| | Minimum | 0 | 2 | 4 | 8 | 23 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 2 | 5 | 12 | 34 |

Berechnet in R

4.4.4.4 Die Auswirkungen der kombinierten Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen mit eingeschränktem Bewertungszeitraum und Appraisal-Smoothing auf die zeitliche Verzögerung, mit der Wendepunkte der Marktentwicklung durch Indices dargestellt werden (**IPD-Referenz-szenario**)

Es stellt sich die Frage, ob der IPD UK Monthly Capital Index die höchsten und tiefsten Wertstände auf dem Markt für IPD UK Immobilien korrekt widerspiegelt.

Tabelle 39 Durch die Phänomene nicht-synchrone Bewertungen mit eingeschränktem Bewertungszeitraum und Appraisal-Smoothing verursachte zeitliche Verzögerung (in vollen Monaten), mit der ein Index die Wendepunkte am Markt durch minimale und maximale Indexwerte widerspiegelt, und absolute Veränderung des zeitlichen Abstands zwischen dem Minimum und dem Maximum (IPD-Referenzszenario)

| Glättungsfaktor (1- α) | Zeitreihen- eigenschaft | 5%- Quantil | 25%- Quantil | 50%- Quantil | 75%- Quantil | 95%- Quantil |
|-----------------------------------|----------------------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 0,30 | Maximum | 0 | 0 | 0 | 1 | 2 |
| | Minimum | 0 | 0 | 0 | 1 | 2 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 0 | 1 | 1 | 9 |
| 0,50 | Maximum | 0 | 0 | 1 | 1 | 5 |
| | Minimum | 0 | 0 | 1 | 1 | 4 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 0 | 1 | 2 | 14 |
| 0,70 | Maximum | 0 | 0 | 1 | 2 | 8 |
| | Minimum | 0 | 0 | 1 | 2 | 7 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 1 | 1 | 4 | 21 |
| 0,90 | Maximum | 0 | 1 | 4 | 8 | 21 |
| | Minimum | 0 | 2 | 4 | 8 | 23 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 2 | 5 | 12 | 34 |

Berechnet in R

Für die Beantwortung dieser Frage werden die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie eines Szenarios für das kombinierte Auftreten des Phänomens der nicht-synchronen Bewertungen mit zeitlich eingeschränkten Bewertungszeiträumen von zehn Arbeitstagen und des Phänomens Appraisal-Smoothing berücksichtigt. Bei einem Durchschnittswert des Glättungsfaktors in Höhe von 0,5 wird eine Ergebnisverteilung errechnet, nach der die Wendepunkte im Median um einen Monat verzögert und in 90 Prozent der

Versuchsdurchläufe zwischen null und fünf Monaten verzögert dargestellt werden. In 70 Prozent der Versuchsdurchläufe spiegelt der Index die Zeitpunkte der Wendepunkte am Markt korrekt oder mit einem Monat Verzögerung wider. Bei einem Durchschnittswert des Glättungsfaktors in Höhe von 0,7 wird eine Ergebnisverteilung errechnet, nach der die Wendepunkte im Median um einen Monat verzögert und in 90 Prozent der Versuchsdurchläufe zwischen null und acht Monaten verzögert dargestellt werden. In 70 Prozent der Versuchsdurchläufe spiegelt der Index die Zeitpunkte der Wendepunkte am Markt korrekt oder um bis zu zwei Monate verzögert wider.

Für Durchschnittswerte des Glättungsfaktors bis 0,5 verändert sich in 95 Prozent der Simulationsdurchläufe der zeitliche Abstand zwischen dem Minimum und dem Maximum der Zeitreihe für einen Gesamtmarkt um maximal 14 Monate. Für Durchschnittswerte des Glättungsfaktors bis 0,7 verändert sich in 75 Prozent der Versuchsdurchläufe der zeitliche Abstand zwischen dem Minimum und dem Maximum der Zeitreihe für einen Gesamtmarkt um maximal vier Monate.

4.5 Die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie über die Fehlermöglichkeiten beim NCREIF Appreciation Index (Quartalsindex)

4.5.1 Die Beeinflussung der Risikodarstellung für einzelne Immobilien und für einen Immobilienmarkt durch die Bewertungsphänomene

4.5.1.1 Die Auswirkung des Phänomens der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen auf die Standardabweichung von Quartalsrenditen

Die folgenden beiden Tabellen zeigen die Werte ausgewählter Quantile der Ergebnisverteilungen einer Monte Carlo-Studie bezüglich der durch das Phänomen der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen verursachten prozentualen Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für einzelne Immobilien (siehe Tabelle 40) und für gesamte Märkte (siehe Tabelle 41).

Tabelle 40 Durch das Phänomen der nicht-äquidistanten Bewertungen verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für einzelne Anlagen

| Bewertungszeitraum innerhalb eines Quartals umfasst | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|---|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| die letzten 10 Arbeitstage des Quartals | -3,1% | -1,3% | 0,0% | 1,2% | 3,1% |
| die letzten 30 Arbeitstage des Quartals | -6,4% | -2,7% | -0,3% | 2,2% | 6,2% |
| das gesamte Quartal | -8,3% | -3,1% | 0,0% | 3,6% | 8,3% |

Berechnet in R

Tabelle 41 Durch das Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte

| Bewertungszeitraum innerhalb eines Quartals umfasst | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|---|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| die letzten 10 Arbeitstage des Quartals | -2,9% | -1,7% | -0,8% | 0,2% | 1,7% |
| die letzten 30 Arbeitstage des Quartals | -9,0% | -6,3% | -4,4% | -2,3% | 1,0% |
| das gesamte Quartal | -19,5% | -15,8% | -13,4% | -10,8% | -7,8% |

Bezüglich des Phänomens der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen wurden für einen Quartalsindex drei alternative Szenarien durchgespielt: Im ersten werden Bewertungen von Immobilien durch Gutachter nur innerhalb des Zeitraums der letzten zehn

Arbeitstage eines jeden Quartals durchgeführt. Im zweiten wird Gutachtern ein größerer Bewertungszeitraum von 30 Arbeitstagen eingeräumt. Im dritten fließen in die Berechnung eines Indexwerts Schätzwerte aus Bewertungen über den gesamten Zeitraum von 66 Arbeitstagen eines Quartals ein. Bei allen drei Szenarien wird im Median der Ergebnisverteilungen die Standardabweichung der Zeitreihe von Renditen für eine einzelne Immobilie nicht oder nur um wenige zehntel Prozent durch das Phänomen der nicht-äquidistanten Bewertungen verändert (siehe Tabelle 40). In 90 Prozent der Versuchsdurchläufe verursacht das Phänomen bei einem Bewertungszeitraums von zehn Arbeitstagen prozentuale Veränderungen der Standardabweichung zwischen - 3,1 % und 3,1%, bei einem Bewertungszeitraum von dreißig Arbeitstagen zwischen - 6,4 % und 6,2 % und bei Bewertungen über den gesamten Zeitraum eines Quartals zwischen - 8,3 % und 8,3 %. Im Hinblick auf die Standardabweichungen der Renditenreihen für einzelne Immobilien, die durch das Phänomen der nicht-äquidistanten Bewertungen isoliert (d. h. nicht in Verbindung mit anderen Phänomenen) verändert werden, zeigen die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie, dass die Beschränkung des Bewertungszeitraums eine Verbesserung der Qualität einer Zeitreihe bewirkt.

Auch bei den Zeitreihen für einen Gesamtmarkt verursacht das Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen bei einer Einschränkung des Bewertungszeitraums geringere Veränderungen der Standardabweichung. Bei Vorgabe eines Zeitfensters von 10 bzw. 30 Arbeitstagen für Bewertungen wird die Standardabweichung der Renditenreihe für einen gesamten Markt im Median der aus den Simulationsdurchläufen erzielten Ergebnisse nur um - 0,8 % bzw. - 4,4 % verändert, andernfalls um - 13,4 %. In 90 Prozent der Simulationsdurchläufe verursacht das Phänomen bei einem Bewertungszeitraum von zehn Arbeitstagen eine Veränderung der Standardabweichung der Indexrenditenreihe zwischen - 2,9 % und 1,7 %, bei einem dreißig täglichen Bewertungszeitraum zwischen - 9 % und 1 % und bei einem uneingeschränkten Bewertungszeitraum zwischen - 19,5 % und - 7,8 %.

Es zeigt sich, dass das Phänomen in den Renditenreihen für einzelne Immobilien sowohl eine Erhöhung als auch einer Verringerung der Volatilität in ungefähr gleichem Ausmaß verursachen kann. Dagegen wird die Standardabweichung der Zeitreihe der Indexrenditen in der Mehrzahl der Simulationsdurchläufe überwiegend und teilweise erheblich reduziert. Nur in wenigen Simulationsdurchläufen wird eine leichte Erhöhung der Volatilität der Indexrenditenreihe errechnet; z. B. zeigt der 95 Prozent-Quantilswert der Ergebnisverteilung

für das Szenario eines Bewertungszeitraums von 30 Arbeitstagen eine Erhöhung der Standardabweichung um 1 % an.

4.5.1.2 Die Auswirkung des Phänomens der veralteten Bewertungen mit dem Phänomen der Saisonalität in den Bewertungen auf die Standardabweichung von Quartalsrenditen

Tabelle 42 Durch die Phänomene der veralteten Bewertungen und der Saisonalität in den Bewertungen verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für einzelne Anlagen

| Wahrscheinlichkeiten für die Neubewertung einer Immobilie in den vier Jahresquartalen | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|---|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| jeweils 32% (ohne Saisonalität) | -15,1% | -1,2% | 8,2% | 18,3% | 39,1% |
| jeweils 25% (ohne Saisonalität) | -16,5% | -2,2% | 10,3% | 21,6% | 44,3% |
| 32%, 35%, 34%, 51% (mit Sais.) | -11,7% | -0,7% | 7,8% | 16,1% | 34,2% |
| 19%, 22%, 21%, 37% (mit Sais.) | -15,5% | -1,8% | 9,1% | 22,4% | 45,2% |

Berechnet in R

Tabelle 43 Durch die Phänomene der veralteten Bewertungen und der Saisonalität in den Bewertungen verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte

| Wahrscheinlichkeiten für die Neubewertung einer Immobilie in den vier Jahresquartalen | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|---|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| jeweils 32% (ohne Saisonalität) | -58,8% | -55,3% | -53,1% | -50,3% | -43,5% |
| jeweils 25% (ohne Saisonalität) | -65,5% | -62,0% | -59,5% | -56,6% | -49,4% |
| 32%, 35%, 34%, 51% (mit Sais.) | -52,4% | -49,2% | -46,5% | -43,7% | -36,8% |
| 19%, 22%, 21%, 37% (mit Sais.) | -64,2% | -60,2% | -57,1% | -53,9% | -46,4% |

Bezüglich des Phänomens der veralteten Bewertungen teilweise in Verbindung mit dem Phänomen der Saisonalität in den Bewertungen werden in der Monte Carlo-Studie mehrere alternative Szenarien durchgespielt. Für jeweils ein Szenario wird angenommen, dass die Wahrscheinlichkeit für die Neubewertung einer Immobilie in jedem Quartal bei 32 Prozent bzw. 25 Prozent liegt. Für die beiden anderen Szenarien wird angenommen, dass zusätzlich das Phänomen der Saisonalität in den Bewertungen eine Zeitreihe verändert. Daher sind die Wahrscheinlichkeiten für Neubewertungen in den vier Jahresquartalen unterschiedlich.

Dabei werden in einem Szenario für die vier Jahresquartale Wahrscheinlichkeiten für Neubewertungen in Höhe von 32 Prozent, 35 Prozent, 34 Prozent und 51 Prozent angenommen und im zweiten Szenario Wahrscheinlichkeiten für Neubewertungen in Höhe von 19 Prozent, 22 Prozent, 21 Prozent und 37 Prozent. Es zeigt sich, dass das Phänomen der veralteten Bewertungen sowohl eine Verringerung als auch eine Erhöhung der Volatilität der Renditenreihe für eine einzelne Immobilie verursachen kann. Dabei liegt eine ungleiche Verteilung vor, so dass absolut höhere prozentuale Veränderungen für die Erhöhungen beobachtet werden. Auf der Ebene des gesamten Markts werden ausschließlich Verringerungen der prozentualen Standardabweichung im zweistelligen Bereich ermittelt. Für das Szenario einer Bewertungswahrscheinlichkeit in Höhe von 32 Prozent zeigt der Median der Ergebnisverteilung eine Erhöhung der Standardabweichung von Renditenreihen für einzelne Immobilien um 8,2 % und für einen gesamten Markt um – 53,1 % an. In 90 Prozent der Simulationsdurchläufe werden prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für einzelne Immobilien zwischen - 15,1 % und 39,1 % und für gesamte Märkte zwischen - 58,8 % und - 43,5 % errechnet. Aus Tabelle 42 ist ersichtlich, dass bei einer Bewertungswahrscheinlichkeit in Höhe von 25 Prozent noch stärkere prozentuale Veränderungen von Standardabweichungen für einzelne Immobilien und gesamte Märkte ermittelt werden. Bei einer Bewertungswahrscheinlichkeit i. H. v. 25 Prozent ergibt sich eine prozentuale Veränderung der Standardabweichung der Renditenreihe für eine einzelne Immobilie im Median um – 59,5 % und in 90 Prozent der Versuchsdurchläufe zwischen - 16,5 % und 44,3 %. Für einen Gesamtmarkt wird im Median eine prozentuale Veränderung i. H. v. – 59,5 % und in 90 Prozent der Versuchsdurchläufe zwischen - 65,5 % und - 49,4 % errechnet. Das zusätzliche Auftreten des Phänomens der Saisonalität in den Bewertungen hat augenscheinlich keinen zusätzlichen Effekt auf das Ausmaß der prozentualen Veränderungen der Standardabweichungen, so dass nur die mittlere Bewertungswahrscheinlichkeit ausschlaggebend zu sein scheint.¹¹³

¹¹³ Jedoch werden Auswirkungen auf die Autokorrelationsstruktur einer Renditenreihe vermutet, d. h., dass das Phänomen der Saisonalität in den Bewertungen Autokorrelation zur zeitlichen Verzögerung um vier Perioden in Renditenreihen verursacht.

4.5.1.3 Die Auswirkung der kombinierten Phänomene der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen und der veralteten Bewertungen auf die Standardabweichung von Quartalsrenditen

Tabelle 44 Durch die kombinierten Phänomene der nicht-äquidistanten und veralteten Bewertungen und der Saisonalität in den Bewertungen verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für einzelne Anlagen

| Wahrscheinlichkeiten für die Neubewertung einer Immobilie in den vier Jahresquartalen | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|--|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| jeweils 25% (ohne Saisonalität) | -18,7% | -3,2% | 8,1% | 21,1% | 44,7% |
| 32%, 35%, 34%, 51% (mit Sais.) | -11,6% | -0,9% | 7,1% | 16,6% | 34,2% |
| 19%, 22%, 21%, 37% (mit Sais.) | -16,7% | -1,9% | 8,6% | 21,9% | 46,1% |
| Eintreffen des Ereignisses Bewertung ist nach Annahme Weibull-verteilt (keine Saisonalität in Bewertungen) | -9,0% | 0,6% | 8,0% | 15,5% | 28,8% |

Berechnet in R

Tabelle 45 Durch die kombinierten Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen und der Saisonalität in den Bewertungen verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte

| Wahrscheinlichkeiten für die Neubewertung einer Immobilie in den vier Jahresquartalen | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|--|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| jeweils 25% (ohne Saisonalität) | -67,3% | -63,5% | -60,8% | -57,7% | -50,9% |
| 32%, 35%, 34%, 51% (mit Sais.) | -55,5% | -51,6% | -48,6% | -45,6% | -38,2% |
| 19%, 22%, 21%, 37% (mit Sais.) | -65,7% | -61,4% | -58,3% | -54,9% | -47,1% |
| Eintreffen des Ereignisses Bewertung ist nach Annahme Weibull-verteilt (keine Saisonalität in Bewertungen) | -50,7% | -46,5% | -43,6% | -40,6% | -33,2% |

Für die in Kombination auftretenden Phänomene der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen und der veralteten Bewertungen erweisen sich zwei alternative Simulationsansätze als sinnvoll, da dafür Daten aus zwei unterschiedlichen Informationsquellen zur Verfügung stehen: Ein zweistufiges Verfahren und ein Verfahren unter Verwendung der Weibull-Verteilung. Es werden auch beide alternative Simulationsansätze verfolgt und für beide ähnliche Ergebnisse erzielt (siehe Tabelle 44 und Tabelle 45). Dabei bezieht sich die jeweils letzte Zeile einer Tabelle auf den Ansatz unter Verwendung der Weibull-Verteilung (vgl. Abschnitte 3.1.2 und 3.2.3). Die Ergebnisse in den Zeilen zwei bis

vier werden aus dem zweistufigen Ansatz erzielt. Die Ergebnisse aus der Simulationsstudie zeigen für ein Szenario Weibull-verteilter Zeitabstände zwischen zwei unmittelbar aufeinander folgenden Bewertungen, dass die Standardabweichung der Renditenreihe für eine einzelne Immobilie durch die in Kombination auftretenden Phänomene im Median um 8 % erhöht und in 90 Prozent der Versuchsdurchläufe um - 9 % bis 28,8 % verändert wird. Die Standardabweichung der Renditenreihe für einen Gesamtmarkt wird durch die in Kombination auftretenden Phänomene im Median um - 43,6 % verändert und in 90 Prozent der Simulationsdurchläufe um - 50,7 % bis - 33,2 %. Wieder verursachen die Phänomene also stärkere Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für einen gesamten Markt als für einzelne Anlagen. Und wieder werden für die Renditenreihen einzelner Immobilien erhöhte und verringerte Standardabweichungen errechnet mit verhältnismäßig stärkeren Erhöhungen. Für die Renditenreihen eines Gesamtmarkts ergeben sich prozentuale Verringerungen der Standardabweichung im zweistelligen Prozentbereich. Beim zweistufigen Ansatz wird für die Simulation der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungszeitpunkte angenommen, dass Bewertungen während des gesamten Zeitraums eines Quartals erfolgen.¹¹⁴ Gegenüber Tabelle 42 und Tabelle 43 wird das Szenario mit einer Bewertungswahrscheinlichkeit i. H. v. 32 Prozent allerdings nicht mehr durchgespielt, um die Anzahl der Berechnungen begrenzt zu halten. Für das Szenario mit einer Bewertungswahrscheinlichkeit in Höhe von 25 Prozent wird im Median der Ergebnisverteilungen eine Veränderung der Standardabweichungen von Renditenreihen für einzelne Immobilien um 8,1 % und für gesamte Märkte um - 60,8 % erzielt. In 90 Prozent der Simulationsdurchläufe werden prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für einzelne Immobilien zwischen - 18,7 % und 44,7 % sowie für gesamte Märkte zwischen - 67,3 % und - 50,9 % ermittelt. Sofern zusätzlich das Phänomen der Saisonalität in den Bewertungen eine Zeitreihe verändert, werden sehr ähnliche Ergebnisse erzielt, so dass unterschiedliche Anteile der Neubewertungen in den vier Jahresquartalen wohl keinen zusätzlichen Einfluss auf die Volatilität haben.

¹¹⁴ Beim zweistufigen Ansatz werden in einer Stufe die nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungszeitpunkte innerhalb einer jeden Periode ausgewählt und in einer zweiten Stufe die Perioden, in denen überhaupt eine Neubewertung erfolgen soll.

4.5.1.4 Die Auswirkung des Phänomens Appraisal-Smoothing auf die Standardabweichung von Quartalsrenditen

Tabelle 46 Durch das Phänomen des Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für einzelne Anlagen

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -8,0% | -5,1% | -3,5% | -1,9% | 0,4% |
| 0,20 | -13,3% | -9,3% | -6,8% | -4,3% | -0,5% |
| 0,30 | -18,6% | -13,8% | -10,3% | -7,3% | -2,0% |
| 0,40 | -24,0% | -18,1% | -14,1% | -9,8% | -2,7% |
| 0,50 | -28,5% | -22,1% | -17,3% | -12,6% | -4,0% |
| 0,60 | -33,4% | -26,3% | -21,0% | -15,5% | -5,1% |
| 0,70 | -40,2% | -32,0% | -24,8% | -17,1% | -3,9% |
| 0,80 | -47,3% | -37,2% | -29,4% | -20,0% | -2,7% |
| 0,90 | -58,4% | -45,1% | -34,3% | -20,5% | 1,0% |

Berechnet in R

Tabelle 47 Durch das Phänomen des Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -9,7% | -9,0% | -8,4% | -7,7% | -6,1% |
| 0,20 | -18,7% | -17,3% | -16,3% | -15,1% | -12,2% |
| 0,30 | -27,4% | -25,2% | -23,9% | -22,2% | -18,0% |
| 0,40 | -35,8% | -33,1% | -31,4% | -29,3% | -24,3% |
| 0,50 | -43,9% | -40,8% | -38,9% | -36,5% | -30,7% |
| 0,60 | -52,1% | -48,8% | -46,6% | -44,0% | -37,5% |
| 0,70 | -60,8% | -57,4% | -55,0% | -52,1% | -45,5% |
| 0,80 | -70,7% | -67,1% | -64,5% | -61,3% | -54,9% |
| 0,90 | -82,4% | -79,2% | -76,6% | -73,6% | -67,4% |

Es werden mehrere Szenarien bezüglich des isolierten Auftretens des Phänomens Appraisal-Smoothing in einer Zeitreihe mit unterschiedlichen Durchschnittswerten betaverteilter Glättungsfaktoren zwischen 0,1 und 0,9 in Wertabständen von 0,1 durchgespielt. Die Veränderung der Standardabweichung einer Renditenreihe für eine einzelne Immobilie bzw. für einen gesamten Markt durch das Phänomen Appraisal-Smoothing hängt von dem durchschnittlichen Anteil (d. h. Wert des Glättungsfaktors) ab, mit dem veraltete Werte in

einen aktuellen Schätzwert einbezogen werden. Bei einem Durchschnittswert der Glättungsfaktoren in Höhe von 0,5 wird die Standardabweichung der Renditenreihe für eine einzelne Immobilie im Median der Ergebnisverteilung um - 17,3 % verändert und in 90 Prozent der Versuchsdurchläufe um - 4 % bis - 28,5 %. Die Standardabweichung der Renditenreihe für einen gesamten Markt wird im Median um - 38,9 % verändert und in 90 Prozent der Versuchsdurchläufe um - 30,7 % bis - 43,9 %. Sofern angenommen werden kann, dass der Durchschnittswert der Glättungsfaktoren zwischen 0,3 und 0,6 liegt und darauf vertraut wird, dass die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie zwischen dem 25- und 75-Prozent-Quantil einer Ergebnisverteilung auch die Situation einer betrachteten Zeitreihe abdecken, wird durch die Phänomene die Standardabweichung einer Renditenreihe für eine einzelne Immobilie zwischen - 7,3 % bis - 26,3 % verändert und eines gesamten Markts um - 22,2 % bis - 48,8 %. Wie für die anderen Phänomene wird festgestellt, dass das Appraisal-Smoothing erheblich stärkere Auswirkungen auf die Standardabweichung der Renditenreihe für einen Gesamtmarkt als für eine einzelne Immobilie hat. Sowohl auf der Ebene der Renditenreihe für eine einzelne Immobilie als auch auf der Ebene für einen Gesamtmarkt werden überwiegend Verringerungen der Standardabweichungen im zweistelligen Prozentbereich erzielt.

Die positive prozentuale Veränderung der Standardabweichung in Höhe von 0,4 % der Renditenreihe für eine einzelne Immobilie am 95 Prozent-Quantil bei einem durchschnittlichen Glättungsfaktor von 0,1 kann wahrscheinlich wie folgt erklärt werden: Der erste Zeitreihenwert der durch das Appraisal-Smoothing veränderten Zeitreihe wird durch einen Wert der Vorperiode aus der Zeitreihe der Marktwerte beeinflusst. Dieser Wert aus der Zeitreihe der Marktwerte ist allerdings nicht Bestandteil des Zeitreihenabschnitts, für den die Standardabweichungen der Renditenreihen errechnet werden. Dennoch fließt er in die Berechnung der Standardabweichung der durch das Phänomen Appraisal-Smoothing veränderten Renditen ein. Die Standardabweichung der veränderten Renditenreihe kann daher aufgrund des Einflusses dieser einzelnen Beobachtung höher sein als die Standardabweichung der ursprünglichen Renditenreihe.

4.5.1.5 Die Auswirkung der kombinierten Phänomene der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing auf die Standardabweichung von Quartalsrenditen

Tabelle 48 Durch die Phänomene der nicht-äquidistanten Bewertungen und des Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für einzelne Anlagen

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -12,5% | -7,3% | -3,4% | -0,1% | 5,4% |
| 0,20 | -16,6% | -11,2% | -7,1% | -3,1% | 2,5% |
| 0,30 | -21,1% | -15,0% | -10,6% | -6,3% | 0,5% |
| 0,40 | -25,9% | -19,1% | -14,5% | -9,4% | -2,2% |
| 0,50 | -29,9% | -22,7% | -17,4% | -12,1% | -3,7% |
| 0,60 | -34,5% | -27,3% | -21,5% | -14,8% | -4,5% |
| 0,70 | -41,0% | -32,2% | -24,8% | -17,0% | -4,2% |
| 0,80 | -47,9% | -37,5% | -29,3% | -20,2% | -3,6% |
| 0,90 | -58,8% | -45,0% | -33,7% | -19,8% | 1,4% |

Berechnet in R

Tabelle 49 Durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -24,8% | -21,6% | -19,1% | -16,4% | -13,0% |
| 0,20 | -30,6% | -27,2% | -24,7% | -22,2% | -18,1% |
| 0,30 | -36,3% | -32,9% | -30,5% | -27,8% | -23,1% |
| 0,40 | -42,5% | -38,8% | -36,4% | -33,6% | -28,3% |
| 0,50 | -48,8% | -45,1% | -42,5% | -39,6% | -33,6% |
| 0,60 | -55,7% | -51,8% | -49,2% | -46,3% | -39,8% |
| 0,70 | -63,0% | -59,2% | -56,7% | -53,6% | -47,0% |
| 0,80 | -71,8% | -68,1% | -65,4% | -62,0% | -55,8% |
| 0,90 | -82,9% | -79,6% | -76,9% | -73,9% | -67,8% |

Für dieses Szenario wird von einem uneingeschränkten Bewertungszeitraum innerhalb eines Quartals ausgegangen. Es entspräche der Situation beim NCREIF Appreciation Index, wenn die Annahme zuträfe, dass das Phänomen der veralteten Bewertungen effektiv den Index

gar nicht verändert.¹¹⁵ Außerdem kommt es der Situation des IPD UK Quarterly Capital Index nahe. Allerdings fließen in die Berechnungen der Werte dieses Index zumindest teilweise Schätzwerte aus einem eingeschränkten Bewertungszeitraum von zehn Arbeitstagen am Ende eines jeden Monats ein.¹¹⁶ Auch umfasst die Zeitreihe des IPD UK Quarterly Capital Index gegenwärtig noch keine Historie von 30 Jahren, wie für die Monte Carlo-Studie unterstellt wird.¹¹⁷

Bei einem Durchschnittswert der Glättungsfaktoren in Höhe von 0,5 wird die Standardabweichung der Renditenreihe einer einzelnen Immobilie im Median der geordneten Ergebnisse aus den Simulationsdurchläufen um - 17,4 % verändert und in 90 Prozent der Simulationsdurchläufe um - 3,7 % bis - 29,9 %. Die Standardabweichung der Renditenreihe für einen gesamten Markt wird im Median um - 42,5 % verändert und in 90 Prozent der Simulationsdurchläufe um - 33,6 % bis - 48,8 %. Sofern angenommen werden kann, dass der Durchschnittswert der Glättungsfaktoren zwischen 0,3 und 0,6 liegt und darauf vertraut wird, dass die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie zwischen dem 25- und 75-Prozent-Quantil der Ergebnisverteilungen auch die Situation eines bestimmten Index (also des NCREIF Appreciation Index oder des IPD UK Quarterly Capital Index unter den entsprechenden Annahmen) abdecken, wird durch die Phänomene die Standardabweichung einer Renditenreihe für eine einzelne Immobilie zwischen - 6,3 % bis - 27,3 % und eines gesamten Markts um - 27,8 % bis - 51,8 % verändert.

Diese Ergebnisse sind sehr ähnlich denen für das Szenario mit isoliertem Auftreten des Phänomens Appraisal-Smoothing. Bei den Ergebnissen für geringe Durchschnittswerte des Glättungsfaktors ist der Einfluss des Phänomens der nicht-äquidistanten Bewertungen erkennbar, da beim gemeinsamen Auftreten der Phänomene teilweise positive Veränderungen der Standardabweichungen errechnet werden. Aufgrund des verhältnismäßig geringen Einflusses des Phänomens der nicht-synchronen Bewertungen auf die Standardabweichung der Zeitreihen könnte durch die Vorgabe eines zeitlich

¹¹⁵ Vgl. die Diskussion in Abschnitt 3.2.

¹¹⁶ Das betrifft zumindest die Schätzwerte, die auch in die Berechnung der Zeitreihe des IPD UK Monthly Capital Index einfließen.

¹¹⁷ Dies ist relevant, da die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie auch von dem unterstellten Zeitraum abhängen können, für den die Zeitreihen simuliert werden. Die Tabellen in den Abschnitten 7.2 und 7.4 beziehen sich im Übrigen auf Zeitreihen unterschiedlicher Länge.

eingeschränkten Bewertungszeitraums eher nur eine geringfügige Verbesserung der Indexqualität erzielt werden.

4.5.1.6 Die Auswirkung der kombinierten Phänomene der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen und der veralteten Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen und des Appraisal-Smoothing auf die Standardabweichung von Quartalsrenditen (**NPI-Referenzszenario**)

Tabelle 50 Durch die Phänomene der nicht-äquidistanten und veralteten Bewertungen und der Saisonalität in den Bewertungen und das Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für einzelne Anlagen

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -16,6% | -5,4% | 2,8% | 11,8% | 32,3% |
| 0,20 | -21,9% | -10,4% | -2,7% | 7,5% | 26,0% |
| 0,30 | -28,6% | -16,3% | -7,5% | 3,6% | 22,1% |
| 0,40 | -33,3% | -21,3% | -12,5% | -1,4% | 20,5% |
| 0,50 | -40,0% | -25,4% | -16,3% | -5,4% | 18,5% |
| 0,60 | -45,8% | -31,6% | -21,3% | -9,5% | 11,3% |
| 0,70 | -51,6% | -38,1% | -25,6% | -13,0% | 9,4% |
| 0,80 | -61,6% | -45,6% | -31,8% | -16,4% | 12,9% |
| 0,90 | -75,5% | -56,5% | -39,7% | -21,5% | 13,6% |

Berechnet in R

Tabelle 51 Durch die Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen und der Saisonalität in den Bewertungen und das Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte (NPI-Referenzszenario)

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -58,5% | -54,5% | -51,6% | -48,5% | -41,2% |
| 0,20 | -61,7% | -57,6% | -54,6% | -51,5% | -44,3% |
| 0,30 | -64,9% | -61,0% | -58,0% | -54,6% | -47,4% |
| 0,40 | -68,3% | -64,4% | -61,5% | -58,2% | -51,2% |
| 0,50 | -71,9% | -68,1% | -65,3% | -61,8% | -55,2% |
| 0,60 | -76,0% | -72,3% | -69,5% | -66,1% | -59,3% |
| 0,70 | -80,5% | -77,1% | -74,2% | -70,9% | -64,7% |
| 0,80 | -85,7% | -82,6% | -79,9% | -77,1% | -71,0% |
| 0,90 | -92,0% | -89,7% | -87,7% | -85,1% | -80,4% |

Das Szenario, bei dem die Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen und das Phänomen Appraisal-Smoothing kombiniert einen Index verändern, spiegelt die Situation des NCREIF Appreciation Index wider (NPI-Referenzszenario). In einem Quartal wird nur ein Teil der Immobilien, aus deren Schätzwerten der NPI errechnet wird, neu bewertet. Die prozentualen Anteile der neu bewerteten NCREIF-Immobilien sind nach Berechnungen in den vier Jahresquartalen unterschiedlich und liegen bei 32, 35, 34 und 51 Prozent. Bewertungen werden über den gesamten Zeitraum eines Quartals vorgenommen. Es werden mehrere Szenarien für unterschiedliche Durchschnittswerte des Glättungsfaktors zwischen 0,1 und 0,9 mit Wertabstand 0,1 durchgespielt. Bei einem Durchschnittswert der Glättungsfaktoren in Höhe von 0,5 wird die Standardabweichung der Renditenreihe für eine einzelne Immobilie im Median der geordneten Ergebnisse aus den Simulationsdurchläufen um - 16,3 % und in 90 Prozent der Versuchsdurchläufe um - 40 % bis 18,5 % verändert. Die Standardabweichung der Renditenreihe für einen gesamten Markt wird im Median um - 65,3 % und in 90 Prozent der Versuchsdurchläufe um - 55,2 % bis - 71,9 % verändert. Der tatsächliche Durchschnittswert der Glättungsfaktoren ist aber unbekannt. Hier wird aber angenommen, dass der Durchschnittswert der Glättungsfaktoren zwischen 0,3 und 0,6 liegt. Außerdem wird darauf vertraut, dass der Bereich zwischen dem 25- und dem 75-Prozent-Quantil der Ergebnisverteilungen aus der Monte Carlo-Studie auch die Situation beim NPI beinhaltet. Dann ist die Standardabweichung der Renditen des NCREIF Appreciation Index gegenüber der Standardabweichung der tatsächlichen Marktrenditen der NCREIF-Immobilien um - 54,6 % bis - 72,3 % verzerrt. Die Standardabweichung der Renditenreihe einer einzelnen NPI-Immobilie ist nur um -31,6 % bis 3,6 % verändert. Es zeigt sich also wieder, dass die Phänomene erheblich stärkere Auswirkungen auf die Standardabweichung einer Renditenreihe für einen Gesamtmarkt als für eine einzelne Immobilie haben. Die Standardabweichung der Renditenreihe für einen Gesamtmarkt wird durch den kombinierten Einfluss der Bewertungsphänomene verringert und zwar wahrscheinlich um Prozentsätze im mittleren zweistelligen Bereich.

4.5.1.7 Die Auswirkung der kombinierten Phänomene der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen und der veralteten Bewertungen (simuliert unter Verwendung der Weibull-Verteilung) und des Appraisal-Smoothing auf die Standardabweichung von Quartalsrenditen

Bei der Simulation der Zeitabstände zwischen unmittelbar aufeinander folgenden Bewertungstagen mit der Weibull-Verteilung (vgl. Abschnitte 3.1.2 und 3.2.3) werden die Standardabweichungen der Renditenreihen durch den kombinierten Einfluss der Phänomene wie folgt verändert:

Tabelle 52 Durch die Phänomene der nicht-äquidistanten und veralteten Bewertungen (simuliert mit der Weibull-Verteilung) und Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für einzelne Anlagen

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -13,8% | -4,3% | 2,8% | 10,1% | 24,0% |
| 0,20 | -18,5% | -9,5% | -2,4% | 5,4% | 16,8% |
| 0,30 | -22,7% | -13,8% | -7,1% | 0,4% | 13,9% |
| 0,40 | -28,2% | -18,6% | -12,1% | -5,0% | 9,5% |
| 0,50 | -32,9% | -22,9% | -16,3% | -8,9% | 6,9% |
| 0,60 | -37,0% | -27,7% | -20,2% | -12,7% | 2,4% |
| 0,70 | -41,5% | -32,4% | -23,8% | -15,4% | -1,8% |
| 0,80 | -48,6% | -37,6% | -29,1% | -19,3% | -0,8% |
| 0,90 | -60,0% | -45,6% | -34,0% | -20,8% | 1,1% |

Berechnet in R

Tabelle 53 Durch die Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen (simuliert mit der Weibull-Verteilung) und Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -52,4% | -48,0% | -45,2% | -42,1% | -34,5% |
| 0,20 | -54,4% | -49,8% | -46,9% | -43,9% | -35,8% |
| 0,30 | -56,5% | -51,9% | -48,9% | -45,7% | -37,9% |
| 0,40 | -58,9% | -54,2% | -51,3% | -47,9% | -40,0% |
| 0,50 | -61,7% | -57,2% | -54,3% | -50,9% | -43,0% |
| 0,60 | -65,4% | -60,8% | -57,9% | -54,4% | -46,5% |
| 0,70 | -70,0% | -65,5% | -62,5% | -58,9% | -51,6% |
| 0,80 | -75,9% | -71,9% | -68,9% | -65,2% | -58,4% |
| 0,90 | -84,7% | -81,2% | -78,3% | -75,2% | -68,7% |

Bei einem Durchschnittswert der Glättungsfaktoren in Höhe von 0,5 wird die Standardabweichung der Renditenreihe einer einzelnen Immobilie im Median der geordneten Ergebnisse aus den Simulationsdurchläufen um - 16,3 % und in 90 Prozent der Versuchsdurchläufe um - 32,9 % bis 6,9 % verändert. Die Standardabweichung der Renditenreihe für einen gesamten Markt wird im Median um - 54,3 % und in 90 Prozent der Versuchsdurchläufe um - 61,7 % bis - 43,0 % verändert. Sofern angenommen werden kann, dass der Durchschnittswert der Glättungsfaktoren zwischen 0,3 und 0,6 liegt und darauf vertraut wird, dass die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie zwischen dem 25- und dem 75-Prozent-Quantil der Ergebnisverteilungen auch die Situation der betrachteten (NPI-)Indexzeitreihe abdecken, wird durch die Phänomene die Standardabweichung einer Renditenreihe für eine einzelne (NPI-)Immobilie um - 27,7 % bis 0,4 % und eines gesamten Markts um - 45,7 % bis - 60,8 % verändert. Es zeigt sich, dass für die beiden Simulationsansätze der Phänomene, d. h. das zweistufige Verfahren (siehe Tabelle 50 und Tabelle 51) und das Verfahren unter Verwendung der Weibull-Verteilung (siehe Tabelle 52 und Tabelle 53) recht ähnliche Ergebnisse erzielt werden.

4.5.2 Die Beeinflussung der Risikodarstellung für einen Immobilienmarkt durch die Bewertungsphänomene, differenziert nach Anlagehorizonten

Die in diesem Abschnitt vorgestellten Ergebnisse beziehen sich auf das NPI-Referenzszenario. Bei diesem verändern die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen, der veralteten Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen und das Appraisal-Smoothing gemeinsam die Zeitreihe von Indexrenditen. Aus der Monte Carlo-Studie werden folgende Ergebnisse bezüglich der durch die Bewertungsphänomene verursachten prozentualen Veränderungen der Standardabweichungen von Indexrenditen in halbjährlicher Periodizität erzielt:

Tabelle 54 Prozentuale Veränderungen halbjährlicher Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte im NPI-Referenzszenario

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|--------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,20 | -52,1% | -47,3% | -43,4% | -39,6% | -34,1% |
| 0,30 | -55,8% | -51,0% | -47,2% | -43,4% | -37,7% |
| 0,40 | -59,9% | -55,1% | -51,4% | -47,5% | -41,5% |
| 0,50 | -64,7% | -59,7% | -55,8% | -52,2% | -45,7% |
| 0,60 | -69,7% | -64,8% | -61,0% | -57,4% | -50,6% |
| 0,70 | -75,2% | -70,8% | -66,9% | -63,3% | -56,7% |

Berechnet in R

Aus der Monte Carlo-Studie werden folgende prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen jährlicher Indexrenditen erzielt:

Tabelle 55 Prozentuale Veränderungen der jährlichen Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte im NPI-Referenzszenario

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|--------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,20 | -41,3% | -34,5% | -30,3% | -26,2% | -20,4% |
| 0,30 | -45,0% | -38,5% | -34,3% | -30,1% | -24,0% |
| 0,40 | -49,5% | -43,2% | -39,0% | -34,6% | -28,1% |
| 0,50 | -54,7% | -48,4% | -44,0% | -39,7% | -33,0% |
| 0,60 | -60,5% | -54,6% | -50,2% | -45,7% | -38,7% |
| 0,70 | -67,5% | -61,8% | -57,4% | -52,7% | -45,6% |

Aus der Monte Carlo-Studie werden folgende prozentuale Veränderungen (annualisierter) Standardabweichungen zweijährlicher Indexrenditen erzielt:

Tabelle 56 Prozentuale Veränderungen der zweijährlichen Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte im NPI-Referenzszenario

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,20 | -32,2% | -22,9% | -16,7% | -10,2% | -1,5% |
| 0,30 | -35,4% | -26,2% | -19,9% | -13,6% | -4,6% |
| 0,40 | -39,8% | -30,3% | -24,0% | -17,7% | -8,7% |
| 0,50 | -45,2% | -35,4% | -28,8% | -22,8% | -13,9% |
| 0,60 | -51,0% | -41,7% | -35,2% | -29,5% | -19,9% |
| 0,70 | -58,6% | -50,0% | -43,4% | -37,6% | -28,9% |

Aus der Monte Carlo-Studie werden folgende prozentuale Veränderungen (annualisierter) Standardabweichungen dreijährlicher Indexrenditen erzielt:

Tabelle 57 Prozentuale Veränderungen der dreijährlichen Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte im NPI-Referenzszenario

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,20 | -30,6% | -18,5% | -10,0% | -3,0% | 7,4% |
| 0,30 | -33,4% | -21,4% | -12,6% | -5,0% | 6,2% |
| 0,40 | -37,6% | -24,7% | -15,5% | -7,8% | 4,2% |
| 0,50 | -42,0% | -28,9% | -19,5% | -11,8% | 0,1% |
| 0,60 | -47,2% | -34,8% | -25,8% | -17,6% | -5,3% |
| 0,70 | -54,5% | -42,6% | -33,9% | -26,0% | -15,6% |

Aus der Monte Carlo-Studie werden folgende prozentuale Veränderungen (annualisierter) Standardabweichungen fünfjährlicher Indexrenditen erzielt:

Tabelle 58 Prozentuale Veränderungen der fünfjährigen Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte im NPI-Referenzszenario

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,20 | -31,5% | -15,3% | -6,5% | 2,0% | 19,6% |
| 0,30 | -34,0% | -17,4% | -8,0% | 1,3% | 20,6% |
| 0,40 | -36,8% | -19,9% | -9,6% | 0,1% | 20,4% |
| 0,50 | -39,7% | -23,3% | -12,1% | -1,7% | 18,4% |
| 0,60 | -44,4% | -27,8% | -15,9% | -5,0% | 15,3% |
| 0,70 | -53,0% | -34,3% | -22,2% | -11,6% | 9,5% |

Aus der Monte Carlo-Studie werden folgende prozentuale Veränderungen (annualisierter) Standardabweichungen zehnjährlicher Indexrenditen erzielt:

Tabelle 59 Prozentuale Veränderungen der zehnjährlichen Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte im NPI-Referenzszenario

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,20 | -39,5% | -16,5% | -4,3% | 9,4% | 52,1% |
| 0,30 | -42,5% | -18,2% | -4,8% | 9,4% | 56,7% |
| 0,40 | -47,8% | -20,0% | -5,9% | 9,5% | 63,7% |
| 0,50 | -52,9% | -22,6% | -6,7% | 9,2% | 75,5% |
| 0,60 | -56,1% | -25,9% | -9,0% | 9,6% | 78,3% |
| 0,70 | -61,8% | -31,7% | -12,9% | 9,1% | 86,3% |

Wie im IPD-Referenzszenario (siehe Abschnitt 4.4.2) werden für mehrere alternative Periodizitäten der Analyse einer autokorrelierten Zeitreihe von Indexrenditen teilweise sehr unterschiedliche prozentuale Veränderungen der annualisierten Standardabweichung erzielt. Die wesentlichen Ergebnisse für die unterschiedlichen Periodizitäten sind noch einmal in den folgenden beiden Tabellen zusammenfassend ausgewiesen:

Tabelle 60 Prozentuale Veränderungen der (annualisierten) Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte im NPI-Referenzszenario bei Annahme eines Durchschnittswerts der Glättungsfaktoren von 0,5 für ausgewählte Quantile von Ergebnisverteilungen und differenziert nach Analyseperiodizitäten

| Analyseperiodizität (in Monaten) | Glättungsfaktor $1-\alpha=0,5$ | | |
|-------------------------------------|--------------------------------|-----------------|-----------------|
| | 5%- Quantil | 50%- Quantil | 95%- Quantil |
| vierteljährlich (3) | -71,90% | -65,30% | -55,20% |
| halbjährlich (6) | -64,70% | -55,80% | -45,70% |
| jährlich (12) | -54,70% | -44,00% | -33,00% |
| zweijährlich (24) | -45,20% | -28,80% | -13,90% |
| dreijährlich (36) | -42,00% | -19,50% | 0,10% |
| fünfjährlich (60) | -39,70% | -12,10% | 18,40% |
| zehnjährlich (120) | -52,90% | -6,70% | 75,50% |

Berechnet in R

Tabelle 61 Zusammenfassung der wesentlichen Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie bei Berücksichtigung des Bereichs der Ergebnisverteilungen zwischen dem 25- und 75-Prozent-Quantil und Annahme eines Durchschnittswerts der Glättungsfaktoren zwischen 0,3 und 0,6

| Analyseperiodizität (in Monaten) | Prognoseintervall | |
|-------------------------------------|-----------------------------|----------------------------|
| | Untergrenze: 25%-Quantil | Obergrenze: 75%-Quantil |
| vierteljährlich (3) | -72,30% | -54,60% |
| halbjährlich (6) | -64,80% | -43,40% |
| jährlich (12) | -54,60% | -30,10% |
| zweijährlich (24) | -41,70% | -13,60% |
| dreijährlich (36) | -34,80% | -5,00% |
| fünfjährlich (60) | -27,80% | 1,30% |
| zehnjährlich (120) | -25,90% | 9,60% |

Aus den beiden Tabellen ist ersichtlich, dass die durch die Bewertungsphänomene verursachte prozentuale Veränderung der Standardabweichung der Indexrenditen gegenüber der Standardabweichung der Marktrenditen in höherer Periodizität der Zeitreihen tendenziell abgemildert wird. Bei einer sukzessiven Erhöhung der Analyseperiodizität der Zeitreihe werden allerdings nur Ergebnisverbesserungen bis ungefähr zur fünfjährigen oder zehnjährlichen Periodizität erzielt. Mögliche Gründe dafür wurden in Abschnitt 4.4.2 diskutiert.

Die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie werden verwendet, um die Standardabweichungen der NPI-Marktrenditen aus den Standardabweichungen der NPI-Indexrenditen

differenziert nach Analyseperiodizitäten zu schätzen. Dazu werden aus den in Tabelle 60 (mittlere Spalte) und Tabelle 61 angegebenen prozentualen Abweichungen Korrekturfaktoren errechnet:

Tabelle 62 Faktoren zur Berechnung der Standardabweichungen der NPI-Marktrenditen aus der Standardabweichung der NPI-Indexrenditen, differenziert nach Analyseperiodizitäten

| Analyseperiodizität (in Monaten) | Faktoren | | |
|-------------------------------------|----------------------------|----------------------------------|-----------------------------|
| | Obergrenze: 75%-Quantil | 50%- Quantil, $\alpha=0,5$ | Untergrenze: 25%-Quantil |
| vierteljährlich (3) | 2,20 | 2,88 | 3,61 |
| halbjährlich (6) | 1,77 | 2,26 | 2,84 |
| jährlich (12) | 1,43 | 1,79 | 2,20 |
| zweijährlich (24) | 1,16 | 1,40 | 1,72 |
| dreijährlich (36) | 1,05 | 1,24 | 1,53 |
| fünfjährlich (60) | 0,99 | 1,14 | 1,39 |
| zehnjährlich (120) | 0,91 | 1,07 | 1,35 |

Die Standardabweichungen der Marktrenditen der NPI-Immobilien, differenziert nach Periodizitäten der Analyse der Zeitreihe (bzw. differenziert nach Anlagehorizonten), werden aus den Standardabweichungen der NPI-Indexrenditen (Tabelle 63, Spalte 2) durch Multiplikation mit den in Tabelle 62 angegebenen Faktoren prognostiziert:

Tabelle 63 Standardabweichung der NPI-Indexrenditen (1980-2010), differenziert nach Analyseperiodizität, und mögliche Szenarien für die Standardabweichungen von NPI-Marktrenditen bei Annahme von Mean-Aversion (d. h. positiver Autokorrelation in den Marktrenditen)

| Analyseperiodizität (in Monaten) | Standardabweichung der NPI-Renditen | | | |
|-------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------|--|-------------------------------|
| | Indexrenditen | Marktrenditen (Untergrenze) | Marktrenditen (50%-Q, $\alpha=0,5$) | Marktrenditen (Obergrenze) |
| vierteljährlich (3) | 2,24 | 4,93 | 6,46 | 8,09 |
| halbjährlich (6) | 4,17 | 7,37 | 9,43 | 11,85 |
| jährlich (12) | 7,76 | 11,10 | 13,86 | 17,09 |
| zweijährlich (24) | 11,79 | 13,65 | 16,56 | 20,22 |
| dreijährlich (36) | 19,25 | 20,26 | 23,91 | 29,52 |
| fünfjährlich (60) | 22,29 | 22,00 | 25,36 | 30,87 |
| zehnjährlich (120) | 20,08 | 18,32 | 21,52 | 27,10 |

Um eine Vergleichbarkeit der Ergebnisse für die unterschiedlichen Periodizitäten herzustellen, werden in Tabelle 64 die zugehörigen annualisierten Standardabweichungen vorgestellt:

Tabelle 64 Annualisierte Standardabweichung der NPI-Indexrenditen (1980-2010), differenziert nach Analyseperiodizität, und mögliche Szenarien für die annualisierten Standardabweichungen von NPI-Marktrenditen bei Annahme von Mean-Aversion (d. h. positiver Autokorrelation in den Marktrenditen)

| Analyseperiodizität (in Monaten) | Annualisierte Standardabweichung der NPI-Renditen | | | | |
|-------------------------------------|---|--------------------------------|--|-------------------------------|----------------------|
| | Indexrenditen | Marktrenditen (Untergrenze) | Marktrenditen (50%-Q, $\alpha=0,5$) | Marktrenditen (Obergrenze) | Differenz (OG-UG) |
| vierteljährlich (3) | 4,48 | 9,87 | 12,91 | 16,17 | 6,31 |
| halbjährlich (6) | 5,90 | 10,42 | 13,34 | 16,75 | 6,33 |
| jährlich (12) | 7,76 | 11,10 | 13,86 | 17,09 | 5,99 |
| zweijährlich (24) | 8,34 | 9,65 | 11,71 | 14,30 | 4,65 |
| dreijährlich (36) | 11,11 | 11,70 | 13,81 | 17,05 | 5,35 |
| fünfjährlich (60) | 9,97 | 9,84 | 11,34 | 13,81 | 3,97 |
| zehnjährlich (120) | 6,35 | 5,79 | 6,81 | 8,57 | 2,78 |

Dabei zeigen die in der Tabelle 63 und in der Tabelle 64 (jeweils Spalte 3 – 5) angegebenen Ergebnisse drei mögliche Szenarien für die (annualisierten) Standardabweichungen der NPI-Marktrenditen, differenziert nach Anlagehorizont (bzw. technisch beschrieben: differenziert nach Analyseperiodizität). Es zeigt sich, dass für die Standardabweichungen in fünf- und zehnjährlicher Periodizität enge Ergebnisspannen erzielt werden. Bei der Betrachtung einer Zeitreihe für einen Zeitraum von 30 Jahren in zehnjährlicher Periodizität verbleiben allerdings nur noch drei Renditen. Außerdem wird für die fünfjährliche Standardabweichung die geringste relative Spanne an Ergebnissen ($\frac{3,97}{11,34} = 0,35$) erzielt. Hier wird daher vermutet, dass für keine der betrachteten Periodizitäten eine so genaue Prognose über die Standardabweichung der NPI-Marktrenditen aus der Standardabweichung der NPI-Indexrenditen erstellt werden kann wie für die fünfjährliche.¹¹⁸ Es ist nützlich, dass gerade

¹¹⁸ Rehring (2010, S. 10) erwähnt übrigens, dass auch Geltner und Mei (1995) Risiken für Fünfjahres-Zeiträume von U.S.-Immobilienrenditen errechnen und einen Mean-Aversions-Effekt ausmachen. Übrigens findet Rehring (2010, S. 26): „[Our finding] is similar to the finding of Geltner et al. (1995) that unlevered US REIT returns and direct real estate returns have a similar volatility at a five-year horizon, whereas the one-year volatility of unlevered REIT returns is notably higher.“ Das deutet darauf hin, dass auch die Volatilitäten von REIT-

für langfristige Anlagehorizonte eher genaue Prognosen möglich sind, da Immobilien sowieso langfristige Investments sind.¹¹⁹

Sofern der Anlagehorizont unbekannt ist oder dieser für eine allgemeine Betrachtung der Risiken auf dem Immobilienmarkt vernachlässigt werden kann, wird vorgeschlagen, zur Einschätzung des Risikos von Anlagen in NPI-Immobilien die Standardabweichung der Renditen des NCREIF-Appreciation-Index in fünfjähriger Periodizität zu wählen. Sofern für einen Analysten unterschiedliche Anlagehorizonte relevant sind, können die Ergebnisse für die geringeren Periodizitäten in Tabelle 64 (Spalten 3 bis 5) eher als (drei) mögliche Szenarien denn Prognosen für Risiken von NPI-Immobilieninvestments aufgefasst werden. Im Ergebnis wird eine Punktprognose aufgrund der weiteren Spanne an Ergebnissen für kürzere Anlagehorizonte weniger sinnvoll sein. Tabelle 64 (Spalten 3 bis 5) zeigt drei Szenarien, die sowohl auf positive als auch auf negative Autokorrelationskoeffizienten für unterschiedliche zeitliche Verzögerungen (sog. „Time-Lags“) in den NPI-Marktrenditen hindeuten.

Indexrenditen für langfristige Anlagezeiträume (eher) Risiken auf Immobilienmärkten als Risiken auf öffentlichen Märkten widerspiegeln. Sofern dies zutrifft, wären REIT-Indices evtl. doch geeignete Substitute für Indices zur Abbildung der Wertentwicklungen auf (privaten) Immobilienmärkten. Für einen Einstieg in die Literatur, in der der Frage nachgegangen wird, ob Renditenreihen von REITs bzw. Immobilienaktiengesellschaften eher Effekte auf Aktienmärkten oder Immobilienmärkten widerspiegeln, sei auf die Dissertation von Schätz (2009) sowie auf Schätz und Sebastian (2009, 2011) verwiesen.

¹¹⁹ Rehring (2010, S. 1 und S. 78) bezieht sich beispielsweise auf Collet et al. (2003) sowie Fisher und Young (2000) in seiner Behauptung, dass Direktanlagen in Immobilien typischerweise langfristige Anlagen mit einer durchschnittlichen Anlagedauer von zehn Jahren sind. Außerdem zeigt Rehring (2010, S. 58), dass kurzfristige Immobilieninvestments auf dem UK-Markt u. a. aufgrund von Transaktionskosten unrentabel sind und erst ab einem Anlagehorizont von 14 Jahren gleiche oder höhere erwartete Renditen als Bonds erwirtschaften.

4.5.3 Die Beeinflussung mittlerer Renditen für einzelne Immobilien und für einen Immobilienmarkt durch die Bewertungsphänomene

4.5.3.1 Die Auswirkung des Phänomens der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen auf den Mittelwert von Quartalsrenditen

Aus der Monte Carlo-Studie wird wie bei den IPD-Szenarien das Ergebnis erzielt, dass die Phänomene die Mittelwerte der Renditenreihen für einzelne Immobilien und gesamte Märkte in ungefähr gleichem Ausmaß verändern. Es werden daher vorwiegend Ergebnisse für die Renditenreihen eines Gesamtmarkts vorgestellt.

Tabelle 65 Durch das Phänomen der nicht-äquidistanten Bewertungen verursachte prozentuale Veränderungen der Mittelwerte von Renditenreihen für einzelne Anlagen

| Bewertungszeitraum innerhalb eines Quartals umfasst | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|---|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| die letzten 10 Arbeitstage des Quartals | -6,5% | -0,7% | 0,0% | 0,7% | 5,2% |
| die letzten 30 Arbeitstage des Quartals | -14,6% | -2,0% | 0,0% | 2,1% | 14,5% |
| das gesamte Quartal | -25,6% | -3,9% | 0,0% | 3,8% | 24,7% |

Berechnet in R

Tabelle 66 Durch das Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen verursachte prozentuale Veränderungen der Mittelwerte von Renditenreihen für gesamte Märkte

| Bewertungszeitraum innerhalb eines Quartals umfasst | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|---|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| die letzten 10 Arbeitstage des Quartals | -5,3% | -0,9% | 0,0% | 0,9% | 5,0% |
| die letzten 30 Arbeitstage des Quartals | -13,2% | -2,0% | -0,1% | 2,3% | 15,2% |
| das gesamte Quartal | -21,3% | -3,8% | 0,0% | 4,0% | 26,5% |

Es wurden drei Szenarien durchgespielt, bei denen sich die Bewertungszeiträume unterscheiden. Im ersten umfasst der Bewertungszeitraum zehn Arbeitstage, im zweiten 30 und im dritten den gesamten Zeitraum eines Quartals von 66 Arbeitstagen. Für alle drei Szenarien werden aus den Versuchsdurchläufen Ergebnisverteilungen errechnet, in deren Median der Mittelwert der Zeitreihe von Renditen für einen gesamten Markt nicht bzw. um - 0,1 % durch das Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen verändert wird (siehe Tabelle 66). In 90 Prozent der Simulationsdurchläufe verursacht das Phänomen bei einem

Bewertungszeitraum von zehn Arbeitstagen prozentuale Veränderungen des Mittelwerts zwischen – 5,3 % und 5 %, bei einem Bewertungszeitraum von dreißig Arbeitstagen zwischen – 13,2 % und 15,2 % und bei Bewertungen über den gesamten Zeitraum eines Quartals zwischen - 21,3 % und 26,5 %. Es zeigt sich, dass das Phänomen in den Renditenreihen für einzelne Immobilien und einen gesamten Markt sowohl eine Erhöhung als auch eine Verringerung des Mittelwerts in ungefähr gleichem Ausmaß verursachen kann. Insbesondere zeigt sich, dass die Abweichungen zwischen den 25- und 75-Prozent-Quantilswerten teilweise nur wenige Prozentpunkte betragen. Im Hinblick auf die Mittelwerte der Renditenreihen, die durch das Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen isoliert (d. h. nicht in Verbindung mit anderen Phänomenen) verändert werden, zeigen die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie, dass die Beschränkung des Bewertungszeitraums möglicherweise eine Verbesserung der Qualität einer Zeitreihe bewirkt.

4.5.3.2 Die Auswirkung des Phänomens der veralteten Bewertungen und des Phänomens der Saisonalität in den Bewertungen auf den Mittelwert von Quartalsrenditen

Das Phänomen der veralteten Bewertungen kann sowohl eine Verringerung als auch eine Erhöhung des Mittelwerts der Renditenreihe für eine einzelne Immobilie oder einen Gesamtmarkt verursachen. Die Mediane der Ergebnisverteilungen zeigen für die betrachteten Szenarien Veränderungen des Mittelwerts der Renditenreihe eines Gesamtmarkts zwischen – 0,3 % und – 1,5 %. Insbesondere wird festgestellt, dass eine Erhöhung der Bewertungswahrscheinlichkeiten in den Quartalen eine Verbesserung der Indexqualität bezüglich des Mittelwerts bewirken kann. So werden bei einer Bewertungswahrscheinlichkeit in Höhe von 32 Prozent in 90 Prozent der Versuchsdurchläufe prozentuale Veränderungen der Mittelwerte von Renditenreihen für gesamte Märkte zwischen - 43,5 % und 43,9 % errechnet. Für eine Bewertungswahrscheinlichkeit in Höhe von 25 Prozent werden dagegen eher höhere prozentuale Veränderungen der Mittelwerte der Renditenreihen für einen Gesamtmarkt zwischen - 56,7 % und 50,1 % errechnet. Das zusätzliche Auftreten des Phänomens der Saisonalität in den Bewertungen hat augenscheinlich keinen zusätzlichen Effekt auf das Ausmaß der prozentualen Veränderungen der Mittelwerte von Renditenreihen.

Tabelle 67 Durch die Phänomene der veralteten Bewertungen und der Saisonalität in den Bewertungen verursachte prozentuale Veränderungen des Mittelwerts von Renditenreihen für einzelne Anlagen

| Wahrscheinlichkeiten für die Neubewertung einer Immobilie in den vier Jahresquartalen | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|---|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| jeweils 32% (ohne Saisonalität) | -52,7% | -5,3% | 0,0% | 3,3% | 39,2% |
| jeweils 25% (ohne Saisonalität) | -74,4% | -9,2% | 0,0% | 4,8% | 65,4% |
| 32%, 35%, 34%, 51% (mit Sais.) | -37,0% | -0,3% | 0,0% | 0,0% | 31,1% |
| 19%, 22%, 21%, 37% (mit Sais.) | -60,5% | -6,0% | 0,0% | 1,2% | 46,1% |

Berechnet in R

Tabelle 68 Durch die Phänomene der veralteten Bewertungen und der Saisonalität in den Bewertungen verursachte prozentuale Veränderungen des Mittelwerts von Renditenreihen für gesamte Märkte

| Wahrscheinlichkeiten für die Neubewertung einer Immobilie in den vier Jahresquartalen | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|---|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| jeweils 32% (ohne Saisonalität) | -43,5% | -7,8% | -0,8% | 5,9% | 43,9% |
| jeweils 25% (ohne Saisonalität) | -56,7% | -9,5% | -1,5% | 7,1% | 50,1% |
| 32%, 35%, 34%, 51% (mit Sais.) | -31,0% | -5,5% | -0,3% | 4,2% | 31,1% |
| 19%, 22%, 21%, 37% (mit Sais.) | -48,9% | -8,4% | -1,4% | 6,1% | 41,8% |

4.5.3.3 Die Auswirkung der kombinierten Phänomene der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen und der veralteten Bewertungen auf den Mittelwert von Quartalsrenditen

Für dieses Szenario wird angenommen, dass das Phänomen der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen kombiniert mit dem Phänomen der veralteten Bewertungen eine Zeitreihe verändert. Außerdem wird angenommen, dass für die Indexberechnung Schätzwerte von Immobilien verwendet werden, die aus Bewertungen über den gesamten Zeitraum eines Quartals stammen. Die Veränderungen des Mittelwerts einer Renditenreihe fallen auf der Ebene eines Gesamtmarkts überwiegend geringer aus und liegen in einer engeren Spanne als auf der Ebene einzelner Immobilien. Die Mediane der Ergebnisverteilungen für die Szenarien zeigen, dass der Mittelwert der Renditenreihe für einen Gesamtmarkt zwischen – 0,5 % und – 2,8 % verändert wird. In 90 Prozent der Simulationsdurchläufe werden bei einer Bewertungswahrscheinlichkeit in Höhe von 25

Prozent Veränderungen der Mittelwerte für einen gesamten Markt zwischen – 84,5 % und 66,9 % errechnet. Ein Vergleich der Ergebnisse aus den beiden unterschiedlichen Ansätzen (gemeint sind das zweistufige Verfahren und das Verfahren unter Verwendung der Weibull-Verteilung, siehe die Zeilen 2 und 4 in Tabelle 69 und Tabelle 70) zur Simulation des gemeinsamen Auftretens der Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und der veralteten Bewertungen zeigt, dass diese sehr ähnlich sind.

Tabelle 69 Durch die kombinierten Phänomene der nicht-äquidistanten und veralteten Bewertungen und der Saisonalität in den Bewertungen verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für einzelne Anlagen

| Wahrscheinlichkeiten für die Neubewertung einer Immobilie in den vier Jahresquartalen | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|--|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| jeweils 25% (ohne Saisonalität) | -102,7% | -17,7% | -2,5% | 10,1% | 83,6% |
| 32%, 35%, 34%, 51% (mit Sais.) | -55,4% | -7,5% | -0,3% | 5,6% | 46,6% |
| 19%, 22%, 21%, 37% (mit Sais.) | -76,9% | -10,8% | -0,7% | 6,8% | 56,3% |
| Eintreffen des Ereignisses Bewertung ist nach Annahme Weibull-verteilt (keine Saisonalität in Bewertungen) | -51,4% | -8,0% | -0,2% | 7,5% | 56,0% |

Berechnet in R

Tabelle 70 Durch die kombinierten Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen und der Saisonalität in den Bewertungen verursachte prozentuale Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen für gesamte Märkte

| Wahrscheinlichkeiten für die Neubewertung einer Immobilie in den vier Jahresquartalen | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|--|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| jeweils 25% (ohne Saisonalität) | -84,5% | -14,1% | -2,8% | 10,2% | 66,9% |
| 32%, 35%, 34%, 51% (mit Sais.) | -39,3% | -7,6% | -0,6% | 6,1% | 46,7% |
| 19%, 22%, 21%, 37% (mit Sais.) | -59,5% | -10,3% | -1,4% | 7,2% | 56,6% |
| Eintreffen des Ereignisses Bewertung ist nach Annahme Weibull-verteilt (keine Saisonalität in Bewertungen) | -40,2% | -7,8% | -0,5% | 6,3% | 45,2% |

4.5.3.4 Die Auswirkung des Phänomens Appraisal-Smoothing auf den Mittelwert von Quartalsrenditen

Es werden mehrere Szenarien bezüglich des isolierten Auftretens des Phänomens Appraisal-Smoothing in einer Zeitreihe mit unterschiedlichen Durchschnittswerten betaverteilter (vgl. Abschnitt 3.3.3) Glättungsfaktoren zwischen 0,1 und 0,9 (in Wertabständen von 0,1) durchgespielt.

Tabelle 71 Durch das Phänomen des Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen des Mittelwerts von Renditenreihen für einzelne Anlagen

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -2,5% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 4,0% |
| 0,20 | -10,8% | -0,3% | 0,0% | 0,3% | 8,5% |
| 0,30 | -14,2% | -1,0% | 0,0% | 1,0% | 13,9% |
| 0,40 | -19,6% | -2,0% | 0,0% | 1,7% | 19,7% |
| 0,50 | -32,5% | -4,1% | 0,0% | 2,5% | 30,5% |
| 0,60 | -39,7% | -4,9% | 0,0% | 4,7% | 40,8% |
| 0,70 | -50,5% | -7,4% | -0,4% | 5,6% | 48,8% |
| 0,80 | -70,3% | -11,9% | -1,1% | 7,4% | 55,3% |
| 0,90 | -122,9% | -21,9% | -5,1% | 8,4% | 83,6% |

Berechnet in R

Tabelle 72 Durch das Phänomen des Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen des Mittelwerts von Renditenreihen für gesamte Märkte

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -4,4% | -0,7% | 0,0% | 0,8% | 4,9% |
| 0,20 | -9,0% | -1,4% | -0,1% | 1,5% | 10,5% |
| 0,30 | -15,3% | -2,4% | -0,1% | 2,3% | 15,3% |
| 0,40 | -20,6% | -3,4% | -0,2% | 3,1% | 21,8% |
| 0,50 | -26,1% | -4,8% | -0,2% | 4,0% | 28,0% |
| 0,60 | -36,6% | -6,3% | -0,3% | 5,3% | 34,5% |
| 0,70 | -47,6% | -8,3% | -0,9% | 6,0% | 44,0% |
| 0,80 | -66,5% | -11,1% | -2,6% | 7,8% | 60,0% |
| 0,90 | -119,8% | -20,0% | -5,6% | 8,6% | 86,6% |

Die Veränderung des Mittelwerts einer Renditenreihe für eine einzelne Immobilie bzw. für einen gesamten Markt durch das Phänomen Appraisal-Smoothing kann von dem

durchschnittlichen Anteil (d. h. Wert des Glättungsfaktors) abhängen, mit dem veraltete Werte in einen aktuellen Schätzwert einbezogen werden. Bei einem Durchschnittswert der Glättungsfaktoren in Höhe von 0,5 wird im Median der geordneten Ergebnisse aus den Simulationsdurchläufen der Mittelwert der Renditenreihe für einen gesamten Markt um - 0,2 % verändert. In 90 Prozent der Versuchsdurchläufe wird bei einem durchschnittlichen Glättungsfaktor in Höhe von 0,5 der Mittelwert der Renditenreihe eines Gesamtmarkts zwischen - 26,1 % und 28 % verändert. Sofern angenommen wird, dass der Durchschnittswert der Glättungsfaktoren zwischen 0,3 und 0,6 liegt und darauf vertraut wird, dass die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie zwischen dem 25- und 75-Prozent-Quantil der Ergebnisverteilungen auch die tatsächliche Situation eines bestimmten Index abdecken, wird durch die Phänomene der Mittelwert einer Renditenreihe für einen gesamten Markt um - 6,3 % bis 5,3 % verändert.

4.5.3.5 Die Auswirkung der kombinierten Phänomene der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing auf den Mittelwert von Quartalsrenditen

Für dieses Szenario wird angenommen, dass das Phänomen der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen Bewertungen mit uneingeschränktem Bewertungszeitraum, kombiniert mit dem Phänomen Appraisal-Smoothing, eine Renditenreihe verändert. Bei einem Durchschnittswert der Glättungsfaktoren in Höhe von 0,5 wird der Mittelwert der Renditenreihe eines gesamten Markts im Median der geordneten Ergebnisse aus den Simulationsdurchläufen um - 0,6 % verändert. In 90 Prozent der Versuchsdurchläufe werden prozentuale Veränderungen des Mittelwerts der Renditenreihe für einen gesamten Markt zwischen - 37,9 % und 44,7 % errechnet. Sofern angenommen wird, dass der Durchschnittswert der Glättungsfaktoren zwischen 0,3 und 0,6 liegt und darauf vertraut wird, dass die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie zwischen dem 25- und 75-Prozent-Quantil der Ergebnisverteilungen auch die tatsächliche Situation auf einem betrachteten Markt beinhalten, wird durch die Phänomene der Mittelwert von Renditenreihen eines gesamten Markts um - 8,6 % bis 7 % verändert.

Tabelle 73 Durch die Phänomene der nicht-äquidistanten Bewertungen und des Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen des Mittelwerts von Renditenreihen für einzelne Anlagen

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -25,9% | -4,1% | 0,0% | 4,3% | 26,7% |
| 0,20 | -29,4% | -5,0% | -0,1% | 4,4% | 29,1% |
| 0,30 | -34,0% | -5,3% | 0,0% | 5,0% | 33,6% |
| 0,40 | -37,0% | -6,5% | -0,3% | 5,4% | 39,0% |
| 0,50 | -49,5% | -7,9% | -0,4% | 6,1% | 50,1% |
| 0,60 | -51,9% | -8,5% | -0,4% | 6,9% | 51,5% |
| 0,70 | -63,9% | -10,4% | -1,0% | 7,4% | 57,6% |
| 0,80 | -79,6% | -13,5% | -1,7% | 8,9% | 68,2% |
| 0,90 | -127,7% | -23,3% | -5,8% | 9,4% | 83,3% |

Berechnet in R

Tabelle 74 Durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen des Mittelwerts von Renditenreihen für gesamte Märkte

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -24,6% | -4,4% | -0,2% | 4,3% | 26,4% |
| 0,20 | -27,8% | -4,6% | -0,3% | 4,6% | 31,4% |
| 0,30 | -32,2% | -5,3% | -0,4% | 5,1% | 33,9% |
| 0,40 | -34,4% | -6,2% | -0,5% | 5,4% | 39,3% |
| 0,50 | -37,9% | -7,1% | -0,6% | 6,0% | 44,7% |
| 0,60 | -45,2% | -8,6% | -0,5% | 7,0% | 49,9% |
| 0,70 | -58,2% | -10,3% | -1,1% | 7,5% | 54,2% |
| 0,80 | -75,4% | -12,6% | -2,8% | 8,7% | 68,4% |
| 0,90 | -126,1% | -21,2% | -5,9% | 9,4% | 91,9% |

4.5.3.6 Die Auswirkung der kombinierten Phänomene der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen und der veralteten Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen und des Appraisal-Smoothing auf die Standardabweichung von Quartalsrenditen (**NPI-Referenzszenario**)

Tabelle 75 Durch die Phänomene der nicht-äquidistanten und veralteten Bewertungen und der Saisonalität in den Bewertungen und das Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Mittelwerte von Renditenreihen für einzelne Anlagen

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -53,3% | -8,3% | -0,4% | 5,9% | 50,4% |
| 0,20 | -69,7% | -9,8% | -0,8% | 6,7% | 55,4% |
| 0,30 | -67,7% | -10,5% | -0,7% | 7,6% | 55,4% |
| 0,40 | -80,2% | -12,0% | -1,2% | 7,8% | 55,2% |
| 0,50 | -87,9% | -14,0% | -1,2% | 8,5% | 69,7% |
| 0,60 | -100,7% | -16,5% | -2,3% | 9,1% | 77,2% |
| 0,70 | -104,0% | -19,0% | -4,0% | 10,2% | 88,4% |
| 0,80 | -150,8% | -27,4% | -6,5% | 10,7% | 105,5% |
| 0,90 | -202,5% | -45,0% | -14,7% | 7,7% | 117,2% |

Berechnet in R

Tabelle 76 Durch die Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen und der Saisonalität in den Bewertungen und das Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Mittelwerte von Renditenreihen für gesamte Märkte (NPI-Referenzszenario)

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -48,2% | -8,4% | -0,8% | 0,6% | 48,9% |
| 0,20 | -53,5% | -9,2% | -1,1% | 1,3% | 52,0% |
| 0,30 | -58,9% | -10,0% | -1,4% | 2,2% | 55,1% |
| 0,40 | -65,6% | -10,9% | -2,1% | 3,3% | 60,0% |
| 0,50 | -76,4% | -12,3% | -3,0% | 4,4% | 63,7% |
| 0,60 | -90,6% | -14,6% | -3,8% | 6,5% | 77,9% |
| 0,70 | -112,3% | -18,2% | -4,9% | 8,0% | 85,7% |
| 0,80 | -134,8% | -25,2% | -8,1% | 7,3% | 91,2% |
| 0,90 | -178,9% | -39,9% | -16,5% | 4,3% | 99,3% |

Für das NPI-Referenzszenario wird angenommen, dass die Phänomene der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen und der veralteten Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen und des Appraisal-Smoothing kombiniert eine Renditenreihe verändern. Außerdem werden nach Annahme für die Indexberechnung Schätzwerte von Immobilien verwendet, die aus Bewertungen über den gesamten Zeitraum eines Quartals stammen. Es wird angenommen, dass das Phänomen der Saisonalität in den Bewertungen ebenfalls vorliegt und die Bewertungswahrscheinlichkeiten für die Jahresquartale 32, 35, 34 und 51 Prozent betragen. Für einen Durchschnittswert des Glättungsfaktors in Höhe von 0,5 ergibt sich im Median der geordneten Ergebnisse aus den Simulationsdurchläufen eine Veränderung des Mittelwerts einer Renditenreihe für einen gesamten Markt um – 3 %. In 90 Prozent der Versuchsdurchläufe wird eine Veränderung des Mittelwerts der Renditenreihe für einen Gesamtmarkt zwischen – 76,4 % und 63,7 % errechnet. Sofern plausible Durchschnittswerte von Glättungsfaktoren (hier nach Annahme zwischen 0,3 bis 0,6) in Betracht gezogen werden und auf den Bereich einer Ergebnisverteilung zwischen dem 25- und 75-Prozent-Quantil vertraut wird, kann die Veränderung des Mittelwerts der NPI-Renditenreihe auf – 14,6 % bis 6,5 % eingeschätzt werden.

4.5.3.7 Die Auswirkung der kombinierten Phänomene der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen und der veralteten Bewertungen (simuliert unter Verwendung der Weibull-Verteilung) und des Appraisal-Smoothing auf die Standardabweichung von Quartalsrenditen

Für dieses Szenario wird angenommen, dass die Phänomene der nicht-äquidistanten bzw. nicht-synchronen und veralteten Bewertungen und das Appraisal-Smoothing gemeinsam eine Renditenreihe verändern. Für die Zufallsauswahl der Bewertungstage für Immobilien wird die Weibull-Verteilung (vgl. Abschnitte 3.1.2 und 3.2.3) verwendet. Bei einem Durchschnittswert des Glättungsfaktors in Höhe von 0,5 ergibt sich im Median der Ergebnisverteilung eine Veränderung des Mittelwerts einer Renditenreihe für einen gesamten Markt um – 0,8 %. In 90 Prozent der Versuchsdurchläufe wird bei einem Durchschnittswert des Glättungsfaktors in Höhe von 0,5 eine Veränderung des Mittelwerts der Renditenreihe für einen Gesamtmarkt zwischen – 58,6 % und 57,3 % errechnet. Sofern angenommen wird, dass der Durchschnittswert der Glättungsfaktoren zwischen 0,3 bis 0,6 liegt und auf den Bereich einer Ergebnisverteilung zwischen dem 25- und 75-Prozent-Quantil

vertraut wird, kann die Veränderung des Mittelwerts einer Zeitreihe für einen Gesamtmarkt auf – 11,6 % bis 7,6 % eingeschätzt werden. Aus den beiden alternativen Ansätzen (zweistufiges Verfahren und Weibull-Verteilung) zur Auswahl von Bewertungszeitpunkten werden ähnliche Ergebnisse erzielt (vgl. Tabelle 76 und Tabelle 78).

Tabelle 77 Durch die Phänomene der nicht-äquidistanten und veralteten Bewertungen (simuliert mit der Weibull-Verteilung) und Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Mittelwerte von Renditenreihen für einzelne Anlagen

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -51,4% | -8,2% | -0,2% | 7,8% | 58,5% |
| 0,20 | -51,7% | -9,0% | -0,3% | 7,9% | 55,2% |
| 0,30 | -55,9% | -9,1% | -0,4% | 8,4% | 58,5% |
| 0,40 | -60,2% | -10,2% | -0,7% | 8,7% | 60,2% |
| 0,50 | -65,7% | -10,2% | -0,8% | 9,3% | 63,5% |
| 0,60 | -66,5% | -12,5% | -1,3% | 10,2% | 73,7% |
| 0,70 | -76,7% | -13,3% | -1,8% | 9,7% | 76,8% |
| 0,80 | -96,5% | -18,6% | -2,9% | 10,4% | 75,4% |
| 0,90 | -137,7% | -25,9% | -6,5% | 10,2% | 89,1% |

Berechnet in R

Tabelle 78 Durch die Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen (simuliert mit der Weibull-Verteilung) und Appraisal-Smoothing verursachte prozentuale Veränderungen der Mittelwerte von Renditenreihen für gesamte Märkte

| Glättungsfaktor (1- α) | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|-----------------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0,10 | -42,3% | -8,2% | -0,6% | 3,0% | 48,0% |
| 0,20 | -45,4% | -8,6% | -0,5% | 3,4% | 49,5% |
| 0,30 | -46,5% | -9,1% | -0,6% | 4,1% | 51,6% |
| 0,40 | -53,9% | -10,0% | -0,6% | 5,0% | 55,5% |
| 0,50 | -58,6% | -10,7% | -0,8% | 6,0% | 57,3% |
| 0,60 | -66,1% | -11,6% | -1,4% | 7,6% | 60,2% |
| 0,70 | -76,5% | -12,7% | -2,1% | 9,2% | 66,5% |
| 0,80 | -92,6% | -15,0% | -3,7% | 8,2% | 79,9% |
| 0,90 | -140,2% | -23,5% | -6,5% | 1,1% | 99,2% |

4.5.4 Verzögerungen, mit denen Wendepunkte der Marktentwicklung durch einen Quartalsindex dargestellt werden

4.5.4.1 Die Auswirkungen des Phänomens der nicht-synchronen Bewertungen auf die zeitliche Verzögerung, mit der Wendepunkte der Marktentwicklung durch Indices dargestellt werden

Im vorliegenden Abschnitt werden nur Ergebnisse für einen Gesamtmarkt bzw. Indices und nicht für Zeitreihen einzelner Immobilien vorgestellt.

Tabelle 79 Durch das Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen verursachte zeitliche Verzögerung (in vollen Quartalen), mit der ein Index die Wendepunkte am Markt durch minimale und maximale Indexwerte widerspiegelt, und absolute Veränderung des zeitlichen Abstands zwischen dem Minimum und dem Maximum

| Bewertungszeitraum innerhalb eines Quartals umfasst | Zeitreihen-eigenschaft | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|---|------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| die letzten 10 Arbeitstage des Quartals | Maximum | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | Minimum | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| die letzten 30 Arbeitstage des Quartals | Maximum | -1 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| | Minimum | -1 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 0 | 0 | 1 | 7 |
| das gesamte Quartal | Maximum | -2 | 0 | 0 | 1 | 2 |
| | Minimum | -2 | 0 | 0 | 1 | 2 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 0 | 1 | 1 | 7 |

Berechnet in R

Tabelle 79 zeigt, dass eine durch das Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen veränderte Zeitreihe für einen Gesamtmarkt die Zeitpunkte der Höchst- und Tiefststände von Marktwerten auf einem Immobilienmarkt im Median der geordneten Ergebnisse aus den Simulationsdurchläufen korrekt widerspiegelt. In einem Szenario, bei dem für die Indexberechnungen Schätzwerte eines Bewertungszeitraums von zehn Arbeitstagen verwendet werden, gibt der Index die Quartale der Höchst- und Tiefststände von Marktwerten in 90 Prozent der Versuchsdurchläufe zeitlich korrekt oder mit einer Verzögerung von einem Quartal wieder. Bei einem dreißig Arbeitstage umspannenden

Bewertungszeitraum spiegelt der Index diese Zeitpunkte mit einem Quartal Vorlauf oder bis zu zwei Quartale verzögert wider. Bei einem uneingeschränkten Bewertungszeitraum zeigt der Index ein Minimum bzw. Maximum mit zeitlichem Vorlauf an oder vorzögert um bis zu zwei Quartale. Auch der Zeitabstand (in vollen Quartalen) zwischen dem Minimum und dem Maximum der Marktwerte am Immobilienmarkt wird in 75 Prozent (bzw. 95 Prozent) der Versuchsdurchläufe korrekt oder um ein Quartal (bzw. sieben Quartale) verändert wiedergegeben.¹²⁰

4.5.4.2 Die Auswirkungen des Phänomens der veralteten Bewertungen auf die zeitliche Verzögerung, mit der Wendepunkte der Marktentwicklung durch Indices dargestellt werden

Die Verteilung der Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie zeigt, dass eine durch das Phänomen der veralteten Bewertungen u. a. in Verbindung mit dem Phänomen der Saisonalität in den Bewertungen veränderte Zeitreihe im Median der geordneten Ergebnisse aus den Simulationsdurchläufen die Zeitpunkte der Höchst- und Tiefststände von Marktwerten mit einer Verzögerung von einem Quartal widerspiegelt (siehe Tabelle 80). In 90 Prozent der Simulationsdurchläufe werden zeitliche Verzögerungen zwischen null und acht Quartalen errechnet. Aus Tabelle 80 ist ersichtlich, dass das Ausmaß der zeitlichen Verzögerungen (in Quartalen) von der Bewertungswahrscheinlichkeit für eine Immobilie in einem Quartal beeinflusst wird. Der Zeitabstand (in vollen Quartalen) zwischen dem Minimum und dem Maximum der Marktwerte am Immobilienmarkt wird in 75 Prozent (bzw. 95 Prozent) der Versuchsdurchläufe korrekt angegeben oder um bis zu vier Quartale (bzw. zwölf Quartale) verändert.

¹²⁰ Hier sei nochmal darauf hingewiesen, dass bezüglich der zeitlichen Streckung nicht angegeben wird, ob es sich um eine Verringerung oder Erhöhung des Zeitabstands handelt.

Tabelle 80 Durch das Phänomen der veralteten Bewertungen verursachte zeitliche Verzögerung (in vollen Quartalen), mit der ein Index die Wendepunkte am Markt durch minimale und maximale Indexwerte widerspiegelt, und absolute Veränderung des zeitlichen Abstands zwischen dem Minimum und dem Maximum

| Simulation des Eintreten des Ereignisses "Neubewertung einer Immobilie" | Zeitreihen-eigenschaft | 5%-Quantil | 25%-Quantil | 50%-Quantil | 75%-Quantil | 95%-Quantil |
|---|------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Bewertung einer Immobilie in einem Quartal ist Bernoulli-verteilt mit Wahrscheinlichkeit 32 % | Maximum | 0 | 0 | 1 | 2 | 6 |
| | Minimum | 0 | 0 | 1 | 2 | 6 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 1 | 1 | 3 | 11 |
| Bewertung einer Immobilie in einem Quartal ist Bernoulli-verteilt mit Wahrscheinlichkeit 25 % | Maximum | 0 | 0 | 1 | 3 | 8 |
| | Minimum | 0 | 0 | 1 | 3 | 7 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 1 | 2 | 4 | 11 |
| Bewertung einer Immobilie in einem Quartal ist Bernoulli-verteilt mit unterschiedlichen Wahrscheinlichkeiten für die vier Jahresquartale 32 %, 35 %, 34 %, 51 % (Saisonalität in den Bewertungen) | Maximum | 0 | 0 | 1 | 1 | 5 |
| | Minimum | 0 | 0 | 1 | 1 | 5 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 0 | 1 | 2 | 8 |
| Bewertung einer Immobilie in einem Quartal ist Bernoulli-verteilt mit unterschiedlichen Wahrscheinlichkeiten für die vier Jahresquartale 19 %, 22 %, 21 %, 37 % (Saisonalität in den Bewertungen) | Maximum | 0 | 0 | 1 | 3 | 8 |
| | Minimum | 0 | 0 | 1 | 3 | 7 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 1 | 2 | 4 | 12 |

Berechnet in R

4.5.4.3 Die Auswirkungen bei kombiniertem Auftreten der Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen und der Saisonalität in den Bewertungen auf die zeitliche Verzögerung, mit der Wendepunkte der Marktentwicklung durch Indices dargestellt werden

Eine durch die kombinierten Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen u. a. in Verbindung mit dem Phänomen der Saisonalität in den Bewertungen veränderte Zeitreihe spiegelt im Median der geordneten Ergebnisse aus den Simulationsdurchläufen die Zeitpunkte der Höchst- und Tiefststände von Marktwerten mit einer Verzögerung zwischen einem und drei Quartalen wider (siehe Tabelle 81). In 90 Prozent der Simulationsdurchläufe werden zeitliche Verzögerungen für die unterschiedlichen Szenarien zwischen null und neun

Quartalen errechnet. Aus Tabelle 81 ist ersichtlich, dass das Ausmaß der zeitlichen Verzögerungen (in Quartalen) von der Bewertungswahrscheinlichkeit für Immobilien in den Quartalen beeinflusst wird. Der Zeitabstand (in vollen Quartalen) zwischen dem Minimum und dem Maximum der Marktwerte am Immobilienmarkt wird in 75 Prozent (bzw. 95 Prozent) der Simulationsdurchläufe korrekt angegeben oder um bis zu fünf Quartale (bzw. zwölf Quartale) verändert.

Tabelle 81 Durch die kombinierten Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen und der Saisonalität in den Bewertungen verursachte zeitliche Verzögerung (in vollen Quartalen), mit der ein Index die Wendepunkte am Markt durch minimale und maximale Indexwerte widerspiegelt, und absolute Veränderung des zeitlichen Abstands zwischen dem Minimum und dem Maximum

| Simulation des Eintreten des Ereignisses "Neubewertung einer Immobilie" | Zeitreihen-eigenschaft | 5%- Quantil | 25%- Quantil | 50%- Quantil | 75%- Quantil | 95%- Quantil |
|---|-------------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| Bewertung einer Immobilie in einem Quartal ist Bernoulli-verteilt mit Wahrscheinlichkeit 25 % | Maximum | 0 | 2 | 3 | 4 | 9 |
| | Minimum | 0 | 1 | 2 | 4 | 9 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 1 | 2 | 5 | 12 |
| Bewertung einer Immobilie in einem Quartal ist Bernoulli-verteilt mit unterschiedlichen Wahrscheinlichkeiten für die vier Jahresquartale 32 %, 35 %, 34 %, 51 % (Saisonalität in den Bewertungen) | Maximum | 0 | 0 | 1 | 2 | 5 |
| | Minimum | 0 | 0 | 1 | 2 | 5 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 1 | 1 | 3 | 9 |
| Bewertung einer Immobilie in einem Quartal ist Bernoulli-verteilt mit unterschiedlichen Wahrscheinlichkeiten für die vier Jahresquartale 19 %, 22 %, 21 %, 37 % (Saisonalität in den Bewertungen) | Maximum | 0 | 1 | 2 | 3 | 8 |
| | Minimum | 0 | 0 | 2 | 3 | 8 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 1 | 2 | 4 | 12 |
| Zeitliche Abstände zwischen zwei unmittelbar aufeinander folgenden Bewertungen sind Weibull-verteilt | Maximum | 0 | 0 | 1 | 2 | 4 |
| | Minimum | 0 | 0 | 1 | 2 | 4 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 0 | 1 | 2 | 8 |

Berechnet in R

4.5.4.4 Die Auswirkungen des Phänomens Appraisal-Smoothing auf die zeitliche Verzögerung, mit der Wendepunkte der Marktentwicklung durch Indices dargestellt werden

Tabelle 82 Durch das Phänomen Appraisal-Smoothing verursachte zeitliche Verzögerung (in vollen Quartalen), mit der ein Index die Wendepunkte am Markt durch minimale und maximale Indexwerte widerspiegelt, und absolute Veränderung des zeitlichen Abstands zwischen dem Minimum und dem Maximum

| Glättungsfaktor (1- α) | Zeitreihen- eigenschaft | 5%- Quantil | 25%- Quantil | 50%- Quantil | 75%- Quantil | 95%- Quantil |
|-----------------------------------|----------------------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 0,30 | Maximum | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| | Minimum | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 0 | 0 | 1 | 5 |
| 0,50 | Maximum | 0 | 0 | 0 | 1 | 3 |
| | Minimum | 0 | 0 | 0 | 1 | 3 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 0 | 1 | 2 | 8 |
| 0,70 | Maximum | 0 | 0 | 1 | 2 | 6 |
| | Minimum | 0 | 0 | 1 | 2 | 7 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 1 | 2 | 3 | 11 |
| 0,90 | Maximum | 0 | 1 | 3 | 7 | 15 |
| | Minimum | 0 | 0 | 3 | 7 | 15 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 2 | 4 | 9 | 16 |

Berechnet in R

Die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie zeigen, dass das Phänomen Appraisal-Smoothing eine Verschiebung des Zeitpunkts verursachen kann, für den ein Index minimale bzw. maximale Marktwerte auf einem Markt anzeigt. Dabei wird das Ausmaß der zeitlichen Verschiebung von dem Durchschnittswert der bei den Bewertungen der Immobilien verwendeten Glättungsfaktoren beeinflusst. Bei einem Durchschnittswert des Glättungsfaktors bis 0,5 ergibt sich im Median der geordneten Ergebnisse aus den Simulationsdurchläufen keine Verschiebung des Zeitpunkts des minimalen bzw. maximalen Indexwerts. In 90 Prozent der Versuchsdurchläufe wird eine zeitliche Verschiebung zwischen null und drei Quartalen errechnet. Bei einem Durchschnittswert des Glättungsfaktors in Höhe von 0,7 ergibt sich im Median der geordneten Ergebnisse aus den Simulationsdurchläufen eine

Verschiebung des Zeitpunkts des minimalen bzw. maximalen Indexwerts um eine Periode. In 90 Prozent der Versuchsdurchläufe wird eine zeitliche Verschiebung zwischen null und sieben Quartalen errechnet. Der Zeitabstand (in vollen Quartalen) zwischen dem maximalen und dem minimalen Marktwert am Immobilienmarkt wird bei einem Durchschnittswert des Glättungsfaktors in Höhe von 0,5 in 75 Prozent (bzw. 95 Prozent) der Versuchsdurchläufe um bis zu zwei (bzw. acht Quartale) verändert.

4.5.4.5 Die Auswirkungen bei kombiniertem Auftreten der Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und Appraisal-Smoothing auf die zeitliche Verzögerung, mit der Wendepunkte der Marktentwicklung durch Indices dargestellt werden

Tabelle 83 Durch die kombinierten Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und das Appraisal-Smoothing verursachte zeitliche Verzögerung (in vollen Quartalen), mit der ein Index die Wendepunkte am Markt durch minimale und maximale Indexwerte widerspiegelt, und absolute Veränderung des zeitlichen Abstands zwischen dem Minimum und dem Maximum

| Glättungsfaktor (1- α) | Zeitreihen- eigenschaft | 5%- Quantil | 25%- Quantil | 50%- Quantil | 75%- Quantil | 95%- Quantil |
|-----------------------------------|----------------------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 0,30 | Maximum | -1 | 0 | 1 | 1 | 3 |
| | Minimum | 0 | 0 | 1 | 1 | 3 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 0 | 1 | 1 | 7 |
| 0,50 | Maximum | 0 | 0 | 1 | 1 | 4 |
| | Minimum | 0 | 0 | 1 | 1 | 4 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 0 | 1 | 2 | 8 |
| 0,70 | Maximum | 0 | 1 | 1 | 2 | 7 |
| | Minimum | 0 | 0 | 1 | 3 | 7 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 1 | 2 | 4 | 11 |
| 0,90 | Maximum | 0 | 1 | 4 | 7 | 15 |
| | Minimum | 0 | 1 | 4 | 8 | ≥ 16 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 2 | 5 | 9 | 16 |

Berechnet in R

Die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie zeigen, dass die kombinierten Phänomene eine Verschiebung des Zeitpunkts verursachen können, für den ein Index minimale bzw. maximale Marktwerte auf einem Markt anzeigt. Dabei wird das Ausmaß der zeitlichen

Verschiebung von dem Durchschnittswert der Glättungsfaktoren beeinflusst. Bei einem Durchschnittswert der Glättungsfaktoren in Höhe von 0,5 ergeben sich im Median der Ergebnisverteilungen aus den Versuchsdurchläufen Verschiebungen der Zeitpunkte minimaler bzw. maximaler Indexwerte um ein Quartal. In 90 Prozent der Versuchsdurchläufe wird eine zeitliche Verschiebung zwischen null und vier Quartalen errechnet. Bei einem Durchschnittswert der Glättungsfaktoren in Höhe von 0,7 ergeben sich im Median der Ergebnisverteilungen aus den Versuchsdurchläufen Verschiebungen der Zeitpunkte minimaler bzw. maximaler Indexwerte um ein Quartal. In 90 Prozent der Versuchsdurchläufe wird eine zeitliche Verschiebung zwischen null und sieben Quartalen errechnet. Der Zeitabstand (in vollen Quartalen) zwischen dem Minimum und dem Maximum der Marktwerte am Immobilienmarkt wird bei einem Durchschnittswert der Glättungsfaktoren in Höhe von 0,5 in 75 Prozent (bzw. 95 Prozent) der Simulationsdurchläufe um bis zu zwei Quartale (bzw. acht Quartale) verändert.

4.5.4.6 Die Auswirkungen bei kombiniertem Auftreten der Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und veralteten Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen und des Appraisal-Smoothing auf die zeitliche Verzögerung, mit der Wendepunkte der Marktentwicklung durch Indices dargestellt werden (**NPI-Referenzszenario**)

Im NPI-Referenzszenario treten die Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen und des Appraisal-Smoothing gemeinsam auf. Für dieses Szenario wird unterstellt, dass für die Indexberechnung Schätzwerte von Immobilien verwendet werden, die aus Bewertungen über den gesamten Zeitraum eines Quartals stammen. Es wird angenommen, dass Saisonalität in den Bewertungen vorliegt und die Wahrscheinlichkeiten für Neubewertungen in den vier Jahresquartalen 32, 35, 34 und 51 Prozent betragen. Das durch die kombinierten Phänomene verursachte Ausmaß der zeitlichen Verschiebung eines Indexwerts ist abhängig von dem Durchschnittswert der von Gutachtern bei Immobilienbewertungen verwendeten Glättungsfaktoren. Bei einem Durchschnittswert der Glättungsfaktoren in Höhe von 0,5 ergibt sich im Median der geordneten Ergebnisse aus den Simulationsdurchläufen der Monte Carlo-Studie eine Verschiebung des Zeitpunkts des minimalen bzw. maximalen Indexwerts um vier Quartale. In 90 Prozent der Simulationsdurchläufe wird eine zeitliche Verschiebung zwischen null und

zehn Quartalen errechnet. Sofern diese Ergebnisse auf den NPI übertragen werden, ist damit zu rechnen, dass die Zeitpunkte der Wendepunkte in den Wertentwicklungen auf einem Markt durch den NPI nicht oder um bis zu zweieinhalb Jahre verzögert widerspiegelt werden. Der Zeitabstand (in vollen Quartalen) zwischen dem Minimum und dem Maximum der Marktwerte am Immobilienmarkt wird bei einem Durchschnittswert des Glättungsfaktors in Höhe von 0,5 in 75 Prozent (bzw. 95 Prozent) der Simulationsdurchläufe korrekt angegeben oder um bis zu fünf Quartale (bzw. 13 Quartale) verändert.

Tabelle 84 Durch die kombinierten Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen und das Appraisal-Smoothing verursachte zeitliche Verzögerung (in vollen Quartalen), mit der ein Index die Wendepunkte am Markt durch minimale und maximale Indexwerte widerspiegelt, und absolute Veränderung des zeitlichen Abstands zwischen dem Minimum und dem Maximum

| Glättungsfaktor (1- α) | Zeitreihen- eigenschaft | 5%- Quantil | 25%- Quantil | 50%- Quantil | 75%- Quantil | 95%- Quantil |
|-----------------------------------|----------------------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 0,30 | Maximum | 0 | 1 | 3 | 3 | 8 |
| | Minimum | 0 | 1 | 3 | 3 | 7 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 1 | 2 | 4 | 11 |
| 0,50 | Maximum | 0 | 2 | 4 | 4 | 10 |
| | Minimum | 0 | 2 | 4 | 4 | 10 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 1 | 3 | 5 | 13 |
| 0,70 | Maximum | 0 | 3 | 6 | 6 | 14 |
| | Minimum | 0 | 3 | 7 | 7 | 14 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 2 | 4 | 8 | 16 |
| 0,90 | Maximum | 0 | 7 | 14 | 14 | ≥ 16 |
| | Minimum | 0 | 7 | 15 | 15 | ≥ 16 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 4 | 8 | 14 | 18 |

Berechnet in R

4.5.4.7 Die Auswirkungen bei kombiniertem Auftreten der Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und veralteten Bewertungen (simuliert unter Verwendung der Weibull-Verteilung) und des Appraisal-Smoothing auf die zeitliche Verzögerung, mit der Wendepunkte der Marktentwicklung durch Indices dargestellt werden

Tabelle 85 Durch die kombinierten Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen (simuliert mit der Weibull-Verteilung) und das Appraisal-Smoothing verursachte zeitliche Verzögerung (in vollen Quartalen), mit der ein Index die Wendepunkte am Markt durch minimale und maximale Indexwerte widerspiegelt, und absolute Veränderung des zeitlichen Abstands zwischen dem Minimum und dem Maximum

| Glättungsfaktor (1- α) | Zeitreihen- eigenschaft | 5%- Quantil | 25%- Quantil | 50%- Quantil | 75%- Quantil | 95%- Quantil |
|-----------------------------------|----------------------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 0,30 | Maximum | 0 | 0 | 1 | 2 | 4 |
| | Minimum | 0 | 0 | 1 | 2 | 4 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 1 | 1 | 2 | 9 |
| 0,50 | Maximum | 0 | 1 | 2 | 2 | 6 |
| | Minimum | 0 | 1 | 2 | 3 | 6 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 1 | 2 | 3 | 9 |
| 0,70 | Maximum | 0 | 1 | 2 | 4 | 8 |
| | Minimum | 0 | 1 | 2 | 4 | 8 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 1 | 2 | 4 | 12 |
| 0,90 | Maximum | 0 | 1 | 5 | 8 | ≥ 16 |
| | Minimum | 0 | 1 | 5 | 9 | ≥ 16 |
| | zeitl. Abstand | 0 | 3 | 5 | 9 | 16 |

Berechnet in R

Aus der Verwendung des alternativen Ansatzes zur Simulation der Bewertungszeitpunkte mit der Weibull-Verteilung wird bei einem Durchschnittswert der Glättungsfaktoren in Höhe von 0,5 im Median der geordneten Ergebnisse aus den Simulationsdurchläufen der Monte Carlo-Studie eine Verschiebung der Zeitpunkte der minimalen bzw. maximalen Indexwerte um zwei Quartale festgestellt. In 90 Prozent der Versuchsdurchläufe wird eine zeitliche Verschiebung der minimalen bzw. maximalen Indexwerte zwischen null und sechs Quartalen errechnet. Sofern diese Ergebnisse auf den NPI übertragen werden, ist davon auszugehen,

dass die Zeitpunkte der Wendepunkte in den Wertentwicklungen auf einem Markt durch den NPI nicht oder um bis zu eineinhalb Jahre verzögert widergespiegelt werden. Der Zeitabstand (in vollen Quartalen) zwischen dem Minimum und dem Maximum der Marktwerte am Immobilienmarkt wird bei einem Durchschnittswert des Glättungsfaktors in Höhe von 0,5 in 75 Prozent (bzw. 95 Prozent) der Simulationsdurchläufe korrekt angegeben oder um bis zu drei Quartale (bzw. neun Quartale) verändert.

4.6 Die Abhängigkeit des Risikos vom Anlagehorizont: Ein Vergleich der Ergebnisse für den IPD UK Monthly Capital Index (UK) und den NCREIF Appreciation Index (USA)

Die Ergebnisse der Analysen von Renditenreihen bewertungsbasierter Indices zeigen, dass unterschiedliche annualisierte Standardabweichungen für unterschiedliche Periodizitäten errechnet werden, in denen die betreffenden Zeitreihen ausgewertet werden. Wie bereits erläutert, wird eine solche Beobachtung dahingehend interpretiert, dass die mit der Anlage verbundenen Risiken nicht proportional zum Anlagehorizont wachsen.

Die hier vorgestellten Ergebnisse deuten auf einen Mean-Aversions-Effekt beim IPD UK Monthly Capital Index für kurzfristige Zeithorizonte hin, während beim NCREIF Appreciation Index für unterschiedliche kurzfristige Zeithorizonte Mean-Aversions- und Mean-Reversions-Effekte ermittelt werden.¹²¹ Im Vergleich dazu finden Rehring und Sebastian (2011) (bzw. Rehring 2010, S. 36) unter Verwendung von Vektor-Autoregressions (VAR)-Modellen für kurzfristige Anlagehorizonte Mean-Aversions-Effekte und für langfristige Anlagehorizonte Mean-Reversions-Effekte für Direktanlagen in UK- und U.S.-Immobilien.¹²² Im Gegensatz zu den hier vorgestellten Ergebnissen findet Rehring (2010, S. 8) insbesondere in den U.S.-

¹²¹ Ergebnisse aus der direkten Analyse der IPD- und NPI-Zeitreihen für längerfristige Anlagezeiträume werden hier nicht diskutiert, da sie aufgrund der geringen Anzahl an Beobachtungen für diese Periodizitäten der hier vorliegenden Zeitreihen als zu ungenau eingeschätzt werden. In Abschnitt 5.6.2 werden aber Ergebnisse für längerfristige Anlagezeiträume aus der indirekten Berechnung annualisierter Standardabweichungen über die Autokorrelationsstruktur korrigierter IPD- und NPI-Indexrenditen vorgestellt. Diese deuten auf einen Mean-Reversions-Effekt auf UK- und U.S.-Märkten für längerfristige Anlagezeiträume hin.

¹²² Dabei wenden Rehring und Sebastian (2011, S. 14) die Verfahren von Geltner (1993b) zur Korrektur von Renditenreihen für den U.S.-Markt und von Barkham und Geltner (1994) zur Korrektur von Renditenreihen für den UK-Markt an. Sie spielen jeweils mehrere Korrekturparameter (a) durch.

Renditen starke Mean-Aversion für kurzfristige Anlagezeiträume. Rehring (2010, S.9) berichtet auch, dass Geltner (1993b) sowie Fu und Ng (2001) positive Autokorrelation in Renditenreihen für Direktanlagen in Immobilien für kurzfristige Anlagezeiträume finden. Außerdem berichtet Rehring (2010, S. 10), dass auch Porras Prado und Verbeek (2008) mittels VAR-Modellen Mean-Aversions-Effekte in Renditenreihen für Direktanlagen in U.S.-Immobilien identifizieren, während MacKinnon und Al Zaman (2009) starke Mean-Reversions-Effekte in diesen finden.

Die Ergebnisse aus den Monte Carlo-Studien zeigen jedoch, dass die für Zeitreihen bewertungsbasierter Indices ermittelten (scheinbaren) Horizonteffekte möglicherweise zusätzlich oder ausschließlich durch zwei weitere Ursachen erklärt werden können, die jedoch nicht in den Renditen von Marktwerten auftauchen können:¹²³

Zum einen sinkt mit wachsender Periodizität, in der eine Renditenreihe für einen festen Zeitraum ausgewertet wird, die Anzahl der Beobachtungen. Mit zunehmender zeitlicher Aggregation benachbarter Renditen in einer Zeitreihe geht ein Informationsverlust einher.¹²⁴

Hier wird vermutet, dass eine umso stärkere positive oder negative Abweichung der annualisierten Standardabweichung der Renditen eines bewertungsbasierten Index von der annualisierten Standardabweichung der tatsächlichen Marktrenditen erwartet werden kann, je höher die Periodizität ist, in der die Zeitreihe ausgewertet wird.

Ein weiterer Effekt betrifft die Bewertungsphänomene. Aufgrund ihres Einflusses kann die Renditenreihe eines bewertungsbasierten Index selbst dann autokorreliert sein und

¹²³ Darüber hinaus sind mit Immobilienanlagen verhältnismäßig hohe Transaktionskosten verbunden, die möglicherweise ebenfalls (scheinbare) Horizonteffekte verursachen. Vgl. z. B. Rehring (2010, S. 3). Auch zeitlich variierende Liquidität auf Immobilienmärkten verursacht möglicherweise Horizonteffekte. Rehring (2010, S. 44) berichtet: „Cheng et al. (2010[.]) account for marketing period risk, mean aversion in real estate returns and transaction costs, and find that there is an optimal holding period for properties, which is estimated to be about five years.”

¹²⁴ Auch bei einer „indirekten“ Berechnung der annualisierten Standardabweichungen einer Renditenreihe für unterschiedliche Zeithorizonte über die Autokorrelationsstruktur der Renditenreihe sinkt die Anzahl an Beobachtungen (und insbesondere auch nicht-überlappender Zeiträume konstanter Länge) mit zunehmendem Anlagehorizont. Vgl. Rehring (2010) zur indirekten Berechnung annualisierter Standardabweichungen.

fälschlicherweise auf einen nicht informationseffizienten Markt hindeuten, wenn tatsächlich Informationseffizienz auf dem betreffenden Markt herrscht.¹²⁵

Die Ergebnisse aus den Monte Carlo-Studien zeigen jedoch, dass der verzerrende Einfluss der Bewertungsphänomene auf die Renditenreihen bewertungsbasierter Indices in höheren Periodizitäten zunehmend milder ausfällt. Hinzu kommt, dass möglicherweise auch die bereits in den korrespondierenden Markttrenditen inhärente Autokorrelation in höheren Periodizitäten reduziert wird. Für die durch die Bewertungsphänomene entstehenden (scheinbaren) Horizonteffekte kann isoliert betrachtet (d. h. ohne Berücksichtigung von Horizonteffekten durch andere Ursachen) gefolgert werden, dass aus einer Renditenreihe eines bewertungsbasierten Index mit wachsender Analyseperiodizität (d. h. Anlagehorizonte) eine zunehmend verbesserte Prognostizierbarkeit der (annualisierten) Standardabweichungen der Markttrenditen (d. h. Risiken eines Investments) aus den (annualisierten) Standardabweichungen der Indexrenditen gegeben ist.

Zwischen den (teilweise scheinbaren) Horizonteffekten unterschiedlicher Ursachen bestehen möglicherweise auch Ausgleichsbeziehungen, wenn sie tatsächlich gemeinsam auftreten. Hier wird vermutet, dass möglicherweise eine Ausgleichsbeziehung zwischen dem Effekt der verringerten Anzahl an Beobachtungen für eine Zeitreihe in einer höheren Periodizität eines Index (d. h. dem Informationsverlust) und dem Effekt des verringerten Einflusses der Bewertungsphänomene auf die Zeitreihenwerte besteht.¹²⁶ Dann würde es eine optimale Periodizität geben, in der die (annualisierte) Standardabweichung der Renditen des bewertungsbasierten Index am ehesten der (annualisierten) Standardabweichung der tatsächlichen Markttrenditen entspricht. Unter der Annahme eines informationseffizienten Markts entspräche diese annualisierte Standardabweichung für die optimale Analyseperiodizität auch den annualisierten Standardabweichungen für die anderen

¹²⁵ Vgl. auch die Diskussion über den Begriff Informationseffizienz in Abschnitt 2.7. In der Arbeit wird das Vorherrschen von Informationseffizienz mit zeitlich unkorrelierten Markttrenditen in Verbindung gebracht.

¹²⁶ Es sei jedoch darauf hingewiesen, dass der Informationsverlust aus der Erhöhung der Analyseperiodizität positive oder negative Abweichungen der Standardabweichung der Renditen eines bewertungsbasierten Index von der korrespondierenden Standardabweichung der Renditen der Marktwerte verursachen kann. Dagegen wird in der Literatur häufig davon ausgegangen, dass die Bewertungsphänomene eher eine Verringerung der Volatilität einer Renditenreihe verursachen. Diese negativen Verzerrungen würden dann in höheren Periodizitäten allmählich aufgelöst. D. h., der Effekt der Bewertungsphänomene wirkt nur in eine Richtung.

Anlagehorizonte. Auch aus anderen Gründen kann bei einem nicht informationseffizienten Immobilienmarkt die annualisierte Standardabweichung der Renditenreihe in dieser optimalen Analyseperiodizität zur Beurteilung des Risikos der betrachteten Immobilieninvestments verwendet werden: Zum einen müssen Investoren nicht unbedingt ex-ante eine bestimmte Haltedauer für ihre Anlagen fokussieren und können dies aufgrund der herrschenden Marktbedingungen und insbesondere einer auf Immobilienmärkten temporär vorherrschenden Phase von Illiquidität möglicherweise auch nicht. Zum anderen sind Anlagehorizonte an individuelle Entscheidungen der einzelnen Marktteilnehmer geknüpft. Für eine allgemeine Einschätzung der Risiken auf einem Immobilienmarkt wird vorgeschlagen, die Standardabweichung in der ermittelten optimalen Analyseperiodizität anzuwenden. Aus den Monte Carlo-Studien wird das Ergebnis erzielt, dass die optimale Analyseperiodizität für die Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index die zweijährliche ist und für die Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index die fünfjährige. Auch die Tatsache, dass Immobilieninvestments eher langfristig sind, spricht für die Verwendung von Standardabweichungen für langfristige Zeithorizonte.

4.7 Die Anwendung der Ergebnisse aus den Monte Carlo-Studien für Entscheidungen über die Zusammensetzung gemischter Portfolios aus Anlagen mehrerer Anlageklassen

4.7.1 Die Auswahl der „Analyse-Periodizitäten“ von Indices für Berechnungen von Mittelwerten, Standardabweichungen und Korrelationen

In der Arbeit sollen keine abschließenden Beurteilungen oder Vorschläge über die optimale Aufteilung finanzieller Mittel auf Anlagen unterschiedlicher Anlageklassen gegeben werden. Dennoch sollen die verwendeten statistischen Eigenschaften der Renditenreihen für Anlagen unterschiedlicher Anlageklassen in Portfolioallokationsmodellen diskutiert werden. Dies sind die Mittelwerte und Standardabweichungen der Renditenreihen von Anlagen sowie die Korrelationskoeffizienten zwischen den Renditenreihen.

Die Mittelwerte der Renditenreihen werden im Median der Ergebnisverteilungen nur um wenige Prozentpunkte durch die Bewertungsphänomene verändert. Für Portfolioallo-

kationsmodelle können daher die annualisierten Mittelwerte der Renditenreihen von Indices in der Periodizität verwendet werden, in der die Indices veröffentlicht werden. Abgesehen davon zeigen die folgenden Tabellen Ergebnisse empirischer Analysen, nach denen für alle Periodizitäten der Renditenreihe eines bewertungsbasierten Index die gleichen annualisierten Mittelwerte errechnet werden.

Für die Einschätzung des Risikos wird auf die im vorherigen Abschnitt bereits vorgestellten Ergebnisse zurückgegriffen. Demnach ist die annualisierte Standardabweichung zweijährlicher IPD UK Monthly Capital Index-Renditen und die annualisierte Standardabweichung fünfjähriger NCREIF Appreciation Index-Renditen für Portfolioallokationsmodelle anzuwenden.

Bezüglich der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices wird unterstellt, dass diese nicht durch die verzerrenden Bewertungsphänomene geprägt sind. Hier wird daher zur Vermeidung von Informationsverlusten vorgeschlagen, die annualisierten Standardabweichungen der Renditenreihen in der Periodizität zu verwenden, in der die Indices fortgeschrieben werden.

Bezüglich der Korrelationskoeffizienten zwischen zwei Renditenreihen von Indices für unterschiedliche Anlageklassen bzw. Märkte stellt sich nun die Frage, ob sie aus den Renditenreihen in der höheren der beiden Periodizitäten errechnet werden sollen, in denen die beiden Indices fortgeschrieben werden oder in der ermittelten optimalen Analyse-Periodizität eines bewertungsbasierten Index. Diese Frage stellt sich sowohl, wenn Korrelationskoeffizienten für Renditenreihen von zwei bewertungsbasierten Indices errechnet werden sollen, als auch, wenn nur eine der beiden Renditenreihen durch die Bewertungsphänomene verändert ist. Sie kann jedoch vernachlässigt werden, wenn für die unterschiedlichen Periodizitäten der Zeitreihen nur gering variierende Korrelationskoeffizienten errechnet werden.

In den folgenden Abschnitten werden die empirischen Ergebnisse für Indices in unterschiedlichen Periodizitäten vorgestellt:

4.7.2 Ergebnisse der Analysen von Indices für den UK-Markt

Für die Untersuchung stehen UK-Indices für den Zeitraum vom 31. Dez. 1986 bis zum 31. Dez. 2010 (24 Jahre) in monatlicher Periodizität zur Verfügung. Die jeweils 288 Werte von Monatsrenditen werden in mehreren Periodizitäten analysiert. Die Zeitreihen umfassen in der höchsten hier gewählten Periodizität von 12 Jahren jeweils zwei Renditen. In den folgenden Tabellen sind die Ergebnisse aus der Analyse der Zeitreihen, differenziert nach Periodizität, angegeben.

Tabelle 86 Standardabweichungen und Mittelwerte der Renditenreihen von Indices für den UK-Markt, differenziert nach der Periodizität der Analyse

| Periodizität in Monaten | IPD | JPM | FTSE | FTSE All Sh. | MSCI | CPI | PRI |
|-------------------------------|--------------------|-------|-------|-----------------|-------|-------|-------|
| | Standardabweichung | | | | | | |
| 1 | 1,17 | 1,70 | 4,75 | 4,79 | 4,77 | 0,43 | 0,44 |
| 2 | 2,32 | 2,58 | 6,64 | 6,77 | 6,71 | 0,59 | 0,65 |
| 3 | 3,43 | 3,16 | 8,71 | 8,83 | 8,74 | 0,74 | 0,81 |
| 4 | 4,52 | 3,88 | 9,46 | 9,65 | 9,44 | 0,78 | 0,96 |
| 6 | 6,41 | 4,64 | 11,86 | 11,87 | 11,71 | 1,08 | 1,28 |
| 12 | 10,84 | 6,41 | 16,62 | 16,84 | 16,22 | 1,73 | 1,92 |
| 18 | 17,24 | 5,84 | 20,70 | 20,20 | 20,09 | 2,78 | 2,90 |
| 24 | 19,15 | 7,54 | 25,56 | 25,94 | 25,12 | 3,14 | 3,41 |
| 36 | 24,09 | 8,03 | 22,78 | 19,93 | 22,34 | 4,68 | 4,21 |
| 48 | 27,94 | 11,36 | 37,98 | 35,66 | 37,40 | 5,71 | 6,43 |
| 72 | 19,34 | 11,99 | 40,51 | 33,64 | 39,95 | 9,72 | 8,64 |
| 144 | 16,28 | 25,30 | 88,45 | 72,65 | 88,58 | 13,57 | 12,19 |
| | Mittelwert | | | | | | |
| 1 | 0,13 | 0,09 | 0,44 | 0,45 | 0,44 | 0,23 | 0,29 |
| 12 | 1,61 | 1,05 | 5,24 | 5,41 | 5,23 | 2,80 | 3,46 |

Berechnet in R

Außerdem wurden annualisierte Werte für die unterschiedlichen Periodizitäten errechnet:

Tabelle 87 Annualisierte Standardabweichungen und annualisierte Mittelwerte der Renditenreihen von Indices für den UK-Markt, differenziert nach der Periodizität der Analyse

| Periodizität in Monaten | Sh. | | | | | | |
|----------------------------------|-------|------|-------|----------|-------|------|------|
| | IPD | JPM | FTSE | FTSE All | MSCI | CPI | PRI |
| Annualisierte Standardabweichung | | | | | | | |
| 1 | 4,07 | 5,88 | 16,46 | 16,58 | 16,54 | 1,49 | 1,54 |
| 2 | 5,68 | 6,32 | 16,26 | 16,58 | 16,43 | 1,43 | 1,60 |
| 3 | 6,86 | 6,32 | 17,42 | 17,66 | 17,48 | 1,47 | 1,61 |
| 4 | 7,82 | 6,72 | 16,38 | 16,72 | 16,36 | 1,35 | 1,65 |
| 6 | 9,07 | 6,57 | 16,78 | 16,78 | 16,56 | 1,53 | 1,82 |
| 12 | 10,84 | 6,41 | 16,62 | 16,84 | 16,22 | 1,73 | 1,92 |
| 18 | 14,08 | 4,77 | 16,90 | 16,49 | 16,40 | 2,27 | 2,37 |
| 24 | 13,54 | 5,33 | 18,07 | 18,34 | 17,77 | 2,22 | 2,41 |
| 36 | 13,91 | 4,64 | 13,15 | 11,51 | 12,90 | 2,70 | 2,43 |
| 48 | 13,97 | 5,68 | 18,99 | 17,83 | 18,70 | 2,86 | 3,21 |
| 72 | 7,90 | 4,89 | 16,54 | 13,73 | 16,31 | 3,97 | 3,53 |
| 144 | 4,70 | 7,30 | 25,53 | 20,97 | 25,57 | 3,92 | 3,52 |
| Annualisierter Mittelwert | | | | | | | |
| alle | 1,61 | 1,05 | 5,24 | 5,41 | 5,23 | 2,8 | 3,46 |

Aus der Tabelle 87 ist ersichtlich, dass die Zeitreihen des Anleiheindex JPM, der Aktienindices FTSE, FTSE All Shares und MSCI sowie der Konsumentenpreisindices CPI und PRI im Vergleich zur Zeitreihe des IPD-Index für Gewerbeimmobilien auf dem UK-Markt kaum Horizonteffekte aufweisen.

Die annualisierte Standardabweichung der zweijährlichen Renditen des IPD UK Monthly Capital Index beträgt 13,54 Prozent und der jährliche Mittelwert 1,61 Prozent (siehe Tabelle 87).

Für eine Einschätzung der Risiken auf dem UK-Anleihemarkt wird die Renditenreihe des JPM-Index in monatlicher Periodizität analysiert, da sie nicht durch die Bewertungsphänomene verändert wird. Außerdem wird unterstellt, dass auf dem UK-Anleihemarkt Informations-effizienz herrscht, so dass Horizonteffekte nicht auftreten dürften. Die Abweichungen zwischen den für unterschiedliche Periodizitäten errechneten annualisierten Standardabweichungen werden stattdessen mit Informationsverlusten erklärt, die bei der zeitlichen Aggregation kontinuierlicher Renditen zur Gewinnung einer Zeitreihe in einer höheren

Periodizität als der ursprünglichen einhergehen. Für die UK-Anleihen werden daher eine annualisierte Standardabweichung in Höhe von 5,88 Prozent und ein jährlicher Mittelwert in Höhe von 1,05 Prozent errechnet.

Für den UK-Aktienmarkt stehen stellvertretend drei Indices zur Verfügung: Der FTSE-Index, der FTSE-All-Shares-Index und der MSCI-Index. Da ebenfalls angenommen wird, dass auf dem Aktienmarkt Informationseffizienz herrscht, werden auch die Renditenreihen der Aktienindices in monatlicher Periodizität analysiert. Die annualisierten Standardabweichungen der Renditenreihen in monatlicher Periodizität dieser Indices betragen ungefähr 16,5 Prozent und die jährlichen Mittelwerte ungefähr 5,3 Prozent.

Außerdem stehen für die Studie zwei Konsumentenpreisindices, der CPI und der PRI, zur Verfügung, deren annualisierte Standardabweichungen monatlicher Renditenreihen ungefähr 1,5 Prozent und deren jährliche Mittelwerte ungefähr 3,1 Prozent betragen.

Es wird vorgeschlagen, die annualisierten Standardabweichungen für die Renditenreihen bewertungsbasierter Indices noch mit den aus den Ergebnissen der Monte Carlo-Studien errechneten Korrekturfaktoren zu multiplizieren (siehe Abschnitt 4.4.2).

Es wird vorgeschlagen, für Portfolioallokationsmodelle diese Mittelwerte und Standardabweichungen zu verwenden. Weiterhin können folgende Korrelationskoeffizienten berücksichtigt werden:

Tabelle 88 Korrelationen der Renditenreihen von Indices für den UK-Markt, differenziert nach der Periodizität der Analyse

| Periodizität in Monaten | Korrelationen | | | | | | | |
|----------------------------|---------------|---------------|--------------------------|---------------|---------------|---------------|--------------|--------------|
| | IPD & JPM | IPD & FTSE | IPD & FTSE All Sh. | IPD & MSCI | JPM & FTSE | JPM & MSCI | IPD & CPI | IPD & PRI |
| 1 | -0,188 | 0,095 | 0,107 | 0,096 | 0,125 | 0,131 | 0,003 | 0,190 |
| 2 | -0,239 | 0,144 | 0,156 | 0,144 | 0,228 | 0,233 | -0,015 | 0,246 |
| 3 | -0,288 | 0,178 | 0,195 | 0,179 | 0,077 | 0,086 | -0,018 | 0,280 |
| 4 | -0,255 | 0,237 | 0,255 | 0,240 | 0,118 | 0,119 | -0,082 | 0,283 |
| 6 | -0,315 | 0,317 | 0,344 | 0,323 | 0,150 | 0,156 | -0,088 | 0,294 |
| 12 | -0,262 | 0,439 | 0,485 | 0,459 | 0,075 | 0,086 | -0,182 | 0,196 |
| 18 | -0,285 | 0,625 | 0,678 | 0,650 | 0,104 | 0,087 | -0,172 | 0,255 |
| 24 | -0,385 | 0,357 | 0,436 | 0,398 | 0,169 | 0,146 | -0,174 | 0,123 |
| 36 | -0,413 | 0,408 | 0,494 | 0,427 | 0,473 | 0,446 | -0,308 | 0,157 |
| 48 | -0,381 | 0,314 | 0,363 | 0,331 | 0,585 | 0,562 | 0,031 | 0,374 |
| 72 | -0,031 | -0,042 | -0,051 | -0,005 | 0,993 | 0,993 | -0,258 | -0,096 |
| 144 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |

Für die IPD- und JPM-Renditen werden Korrelationskoeffizienten in Höhe von – 0,188 bei Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität und in Höhe von – 0,385 bei Analysen der Zeitreihen in zweijährlicher Periodizität errechnet. Die Entscheidung für einen der beiden Werte oder auch einen Zwischenwert bleibt offen.

Die Betrachtung der jeweiligen Korrelationskoeffizienten zwischen den Renditenreihen der drei Aktienindices einerseits und der IPD-Renditenreihe andererseits ergibt, dass für die monatliche Periodizität ein Korrelationskoeffizient in Höhe von circa 0,1 und für die zweijährliche Periodizität ein Korrelationskoeffizient in Höhe von circa 0,4 errechnet wird.

Die Korrelationskoeffizienten zwischen den IPD- und CPI-Renditenreihen sowie IPD- und PRI-Renditenreihen deuten in beiden Periodizitäten eher auf einen schwachen Zusammenhang hin. Diese Renditenreihen werden in Portfolioallokationsmodellen jedoch nicht unbedingt berücksichtigt.

Insgesamt wird der Eindruck gewonnen, dass die errechneten Korrelationskoeffizienten für Renditenreihen in höheren Periodizitäten absolut höher sind.

4.7.3 Ergebnisse der Analysen von Indices für den Markt der USA

Bezüglich der Indices für den Markt der USA werden jeweils die 120 Werte von Quartalsrenditen für den 30 Jahre umfassenden Zeitraum vom 1. Quartal 1981 bis zum 4. Quartal 2010 in mehreren Periodizitäten analysiert.

Die annualisierte Standardabweichung der fünfjährigen Renditen des NCREIF Appreciation Index beträgt 9,97 Prozent und der jährliche Mittelwert 0,42 Prozent (siehe Tabelle 90).

Für eine Einschätzung der Risiken auf dem U.S.-Anleihenmarkt wird die annualisierte Standardabweichung des Barclays (BCY)-Index in vierteljährlicher Periodizität in Höhe von 5,41 Prozent berücksichtigt und der annualisierte Mittelwert in Höhe von 0,71 Prozent. Dabei werden Horizonteffekte vernachlässigt.

Für den U.S.-Aktienmarkt stehen stellvertretend drei Indices zur Verfügung: Der S&P 500-Index, der Dow Jones-Index und der MSCI-Index. Die annualisierten Standardabweichungen der Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität dieser Indices betragen ungefähr 16 Prozent und die jährlichen Mittelwerte ungefähr 7,5 Prozent. Außerdem stehen für die Studie eine Zeitreihe des Consumer Price Index CPI mit einer annualisierten Standardabweichung vierteljährlicher Renditenreihen in Höhe von 1,16 Prozent und einem jährlichen Mittelwert in Höhe von 3,14 Prozent zur Verfügung.

Es wird vorgeschlagen, die annualisierten Standardabweichungen für die NPI-Renditenreihe noch mit den im Rahmen der Monte Carlo-Studien errechneten Korrekturfaktoren zu multiplizieren (siehe Abschnitt 4.5.2).

Tabelle 89 Standardabweichungen und Mittelwerte der Renditenreihen von Indices für den Markt der USA, differenziert nach der Periodizität der Analyse

| Periodizität in Quartalen | | NPI | BCY | SP | DOW | MSCI | CPI |
|------------------------------|----|--------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | Standardabweichung | | | | | |
| | 1 | 2,24 | 2,71 | 8,10 | 7,82 | 8,19 | 0,58 |
| | 2 | 4,17 | 3,82 | 11,72 | 11,72 | 11,87 | 0,92 |
| | 4 | 7,76 | 5,85 | 17,76 | 16,50 | 17,87 | 1,62 |
| | 6 | 10,72 | 5,72 | 23,77 | 21,44 | 24,12 | 2,18 |
| | 8 | 11,79 | 6,71 | 25,73 | 21,11 | 26,09 | 2,79 |
| | 12 | 19,25 | 6,03 | 23,82 | 20,60 | 24,27 | 3,61 |
| | 20 | 22,29 | 6,14 | 38,54 | 23,56 | 38,79 | 5,43 |
| | 24 | 17,77 | 10,12 | 37,76 | 29,46 | 39,07 | 5,97 |
| | 40 | 20,08 | 5,07 | 83,73 | 52,63 | 84,51 | 11,63 |
| | 60 | 24,02 | 12,70 | 54,86 | 44,61 | 53,70 | 16,23 |
| | | Mittelwert | | | | | |
| | 1 | 0,10 | 0,18 | 1,81 | 1,97 | 1,81 | 0,78 |
| | 12 | 1,26 | 2,13 | 21,74 | 23,65 | 21,76 | 9,42 |

Berechnet in R

Tabelle 90 Annualisierte Standardabweichungen und annualisierte Mittelwerte der Renditenreihen von Indices für den Markt der USA, differenziert nach der Periodizität der Analyse

| Periodizität in Quartalen | | NPI | BCY | SP | DOW | MSCI | CPI |
|---------------------------------|------|----------------------------------|------|-------|-------|-------|------|
| | | Annualisierte Standardabweichung | | | | | |
| | 1 | 4,48 | 5,41 | 16,19 | 15,64 | 16,37 | 1,16 |
| | 2 | 5,90 | 5,41 | 16,57 | 16,57 | 16,79 | 1,30 |
| | 4 | 7,76 | 5,85 | 17,76 | 16,50 | 17,87 | 1,62 |
| | 6 | 8,75 | 4,67 | 19,41 | 17,51 | 19,69 | 1,78 |
| | 8 | 8,34 | 4,74 | 18,19 | 14,93 | 18,45 | 1,97 |
| | 12 | 11,11 | 3,48 | 13,75 | 11,89 | 14,01 | 2,08 |
| | 20 | 9,97 | 2,75 | 17,24 | 10,54 | 17,35 | 2,43 |
| | 24 | 7,25 | 4,13 | 15,41 | 12,03 | 15,95 | 2,44 |
| | 40 | 6,35 | 1,60 | 26,48 | 16,64 | 26,72 | 3,68 |
| | 60 | 6,20 | 3,28 | 14,16 | 11,52 | 13,86 | 4,19 |
| | | Annualisierter Mittelwert | | | | | |
| | alle | 0,42 | 0,71 | 7,25 | 7,88 | 7,25 | 3,14 |

Für Portfolioallokationsmodelle können folgende Korrelationskoeffizienten berücksichtigt werden:

Tabelle 91 Korrelationen der Renditenreihen von Indices für den Markt der USA, differenziert nach der Periodizität der Analyse

| Periodizität in Quartalen | Korrelationen | | | | | | | |
|------------------------------|---------------|-------------|--------------|---------------|-------------|--------------|---------------|--------------|
| | NPI & BCY | NPI & SP | NPI & DOW | NPI & MSCI | BCY & SP | BCY & DOW | BCY & MSCI | NPI & CPI |
| 1 | -0,085 | 0,184 | 0,218 | 0,183 | 0,117 | 0,156 | 0,116 | 0,332 |
| 2 | -0,100 | 0,190 | 0,225 | 0,185 | 0,101 | 0,144 | 0,102 | 0,326 |
| 4 | -0,141 | 0,130 | 0,159 | 0,124 | 0,090 | 0,178 | 0,088 | 0,252 |
| 6 | -0,185 | 0,527 | 0,548 | 0,518 | -0,044 | 0,050 | -0,052 | 0,302 |
| 8 | -0,180 | 0,076 | 0,121 | 0,067 | -0,033 | 0,062 | -0,012 | 0,217 |
| 12 | -0,112 | 0,540 | 0,704 | 0,515 | -0,014 | -0,003 | 0,002 | 0,256 |
| 20 | -0,069 | -0,130 | -0,183 | -0,150 | -0,055 | 0,076 | -0,042 | 0,377 |
| 24 | 0,610 | -0,076 | 0,181 | -0,086 | 0,323 | 0,536 | 0,307 | -0,092 |
| 40 | 0,769 | -0,428 | -0,406 | -0,454 | 0,249 | 0,273 | 0,221 | 0,775 |
| 60 | -1,000 | -1,000 | -1,000 | -1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | -1,000 |

Aus Tabelle 91 ist ersichtlich, dass für die NPI- und Barclays-Anleiheindex-Renditenreihen in vierteljährlicher bzw. fünfjährlicher Periodizität geringfügig negative Korrelationskoeffizienten i. H. v. – 0,069 bzw. – 0,085 errechnet werden, so dass für Portfolioallokationsmodelle von einem mittleren Korrelationskoeffizienten i. H. v. - 0,075 ausgegangen werden kann. Für die Renditenreihen der drei Aktienindices mit der NPI-Renditenreihe werden in vierteljährlicher Periodizität Korrelationskoeffizienten in Höhe von 0,2 errechnet und in fünfjährlicher Periodizität in Höhe von ca. - 0,15. Bezüglich der NPI- und CPI-Renditenreihe werden in beiden Periodizitäten wieder ungefähr gleiche Korrelationskoeffizienten in Höhe von 0,35 errechnet.

5 Verfahren zur Korrektur von Fehlern in bewertungsbasierten Indices – angewandt auf den IPD UK Monthly Capital Index und den NCREIF Appreciation Index

5.1 Eine Einteilung von Korrekturverfahren

In der Vergangenheit wurden in der Literatur Korrekturverfahren zur Anwendung auf die Zeitreihen der Renditen von bewertungsbasierten Indices vorgeschlagen. Nach Behauptung der Autoren sollen die korrigierten Indexrenditen eher den Marktrenditen entsprechen als die ursprünglichen Indexrenditen.¹²⁷

In den folgenden Unterabschnitten wird ein Überblick über die in der Literatur vorgeschlagenen Korrekturverfahren gegeben. Insbesondere wird auf die ihnen zugrunde liegenden Annahmen, ihre Funktionsweisen und die Einschränkungen in ihrer Anwendbarkeit auf Indices eingegangen. Es wird hinterfragt, ob die Korrekturverfahren (bzw. eines davon) die Fähigkeit besitzen, Marktrenditen aus Indexrenditen „zurückzugewinnen“. Einige Korrekturverfahren werden auch sinnvoll modifiziert. Die Korrekturverfahren werden auf die aktuellen Renditenreihen der bewertungsbasierten Indices IPD UK Monthly Capital Index und NCREIF Appreciation Index angewandt. Die Indices umfassen mittlerweile einen erheblich längeren Zeitraum als zu den Zeitpunkten der Veröffentlichung der ersten Studien über Korrekturverfahren gegen Ende der 1980er Jahre. Aus Interesse werden die Ergebnisse der erneuten Anwendungen der Korrekturverfahren auf aktualisierte Zeitreihen den Ergebnissen aus den Originalaufsätzen gegenübergestellt. Von besonderem Interesse sind jedoch Vergleiche der Ergebnisse aus den Anwendungen unterschiedlicher Korrekturverfahren auf einen Index untereinander. Hier werden die Ergebnisse aus den eigenen Untersuchungen für diese Vergleiche verwendet. Die in den Originalaufsätzen präsentierten Ergebnisse sind nicht direkt miteinander vergleichbar, da sich die Untersuchungen teilweise auf unterschiedliche Indices oder zumindest auf unterschiedliche Zeiträume beziehen.

Die Korrekturverfahren werden von den Autoren teilweise als „Entglättungsverfahren“ bezeichnet. Diese Bezeichnung resultiert aus der Annahme, dass die Volatilität einer

¹²⁷ Beispielsweise schreibt Geltner (1993b, S. 325) im Abstract seiner Arbeit: „*This paper presents an approach to recovering the underlying market value returns from observable appraisal-based index returns [...]*“

Renditenreihe durch einzelne oder mehrere der in Abschnitt 3 beschriebenen Phänomene reduziert, d. h. „geglättet“ wird. Folglich wäre eine „Entglättung“ erforderlich, um die tatsächlichen Marktrenditen zurückzugewinnen. Diese Annahme ist in der Literatur aber nicht unumstritten. Unter anderem erklären Bond und Hwang (2007, S. 376), dass die mit ihrem Korrekturverfahren korrigierte Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index eine geringere Volatilität als vor der Korrektur aufweist.¹²⁸ Obwohl Bond und Hwang (2007, S. 349) auch den Begriff „smoothing“ verwenden, ist dieser eher unpassend. Aus diesem Grund wird in der Arbeit auch der Begriff „Korrekturverfahren“ und nicht „Entglättungsverfahren“ verwendet. Ebenso wird anstelle des üblichen Begriffs „Glättungsphänomene“ der Begriff „Bewertungsphänomene“ verwendet, da die diskutierten Phänomene im Zusammenhang mit Bewertungen entstehen. Diese Begriffe drücken keine Erwartungshaltung bezüglich der Veränderung der Volatilität einer Renditenreihe durch die Phänomene bzw. durch eine Korrektur aus.¹²⁹

Die in der Literatur vorgeschlagenen Korrekturverfahren werden hier wie folgt eingeteilt:

- Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren basieren auf der kritischen Annahme eines informationseffizienten Immobilienmarkts und beinhalten die Schätzung autoregressiver (AR) Modelle. Marktrenditen sollen durch Eliminierung von Autokorrelation in den Indexrenditen erhalten werden.
- Reverse-Engineering-Korrekturverfahren setzen nicht die Annahme voraus, dass auf einem Markt Informationseffizienz herrscht. Sie basieren auf Modellen des Einflusses von Bewertungsphänomenen auf Indexrenditen. Die Korrekturverfahren sollen dann durch Umkehrung der Modelle erhalten werden. Nach den hier vorliegenden Informationen wurden in der Literatur bisher zwei solcher Verfahren vorgestellt. Ein wesentlicher Nachteil dieser beiden Verfahren besteht darin, dass sie Effekte der Querschnittsaggregation von Einzelzeitreihen bei der Berechnung eines Index nicht hinreichend berücksichtigen.¹³⁰

¹²⁸ Auch Edelstein und Quan (2005, S. 9) behaupten, dass die Volatilität eines Index höher, gleich hoch oder geringer sein kann, als die tatsächliche Volatilität auf dem Markt ist.

¹²⁹ Vgl. die Ausführungen zum Begriff „Glättungsphänomene“ in Abschnitt 2.4.

¹³⁰ Vgl. dazu die Ausführungen von Bond und Hwang (2007).

- Das Korrekturverfahren von Bond und Hwang (2007). Es erfordert ebenfalls nicht ex-ante die Annahme informationseffizienter Märkte. Außerdem werden Effekte der Querschnittsaggregation von Einzelzeitreihen für die Berechnung eines Index berücksichtigt. Dafür ist die Schätzung eines ARFIMA-Zeitreihenmodells erforderlich. Der Einfluss nicht-synchroner Bewertungen wird vermutlich nicht korrekt dargestellt und stark überschätzt.

5.2 Die Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren

5.2.1 Annahmen der Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren

Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren bedienen sich der Verfahren der Zeitreihenanalyse. Einfache Verfahren der Zeitreihenanalyse sind autoregressive (AR)-Modelle, mit denen die Werte einer Zeitreihe aus ihren eigenen Vergangenheitswerten erklärt werden sollen.¹³¹

Im Rahmen der Anwendung eines Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahrens wird ein autoregressives Zeitreihenmodell an die Renditenreihe eines bewertungsbasierten Index angepasst, und die AR-Koeffizienten werden geschätzt. Unter Verwendung der geschätzten AR-Koeffizienten wird dann gewöhnlich die Autokorrelation aus der Renditenreihe des bewertungsbasierten Index herausgerechnet.¹³² Die Renditenreihe wird in weiteren Stufen weiter verarbeitet, um eine Renditenreihe zu erzielen, die den Marktrenditen des nach Annahme informationseffizienten Markts entsprechen soll. Teilweise wird auch nur gefordert, dass die korrigierten Indexrenditen eher den Marktrenditen entsprechen als die ursprünglichen Indexrenditen. Die Anwendung eines Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahrens ist eigentlich nur dann sinnvoll, wenn angenommen werden kann, dass auf dem entsprechenden Markt mindestens die schwache Form der Informationseffizienz vorherrscht. D. h., es wird angenommen, dass die Autokorrelation der Renditenreihe eines bewertungsbasierten Index (vollständig) durch Fehler im Zuge von Bewertungsprozessen (bzw. die Bewertungsphänomene) in die Zeitreihe induziert wird und in den Marktrenditen

¹³¹ Vgl. Box und Jenkins (1970) zu Verfahren der Zeitreihenanalyse. Vgl. auch Hamilton (1994) zur Schätzung von ARMA-Modellen mit der Maximum Likelihood-Methode. Für die hier beschriebenen Korrekturverfahren sind teilweise auch die Schätzungen erweiterter Modelle der Zeitreihenanalyse erforderlich, d. h. Autoregressive fraktional-integrierte Moving-Average (ARFIMA)-Modelle. Vgl. auch Granger (1980) zu fraktional integrierten Prozessen.

¹³² Dabei gelingt gewöhnlich keine vollständige Eliminierung der Autokorrelation.

gar nicht vorliegt. Die Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren sind daher konsistent mit der klassischen Hypothese, dass auf Anlagemärkten die schwache Form der Informationseffizienz vorherrscht.¹³³

Nach den für diese Studie vorliegenden Informationen haben Blundell und Ward (1987) als erste ein Korrekturverfahren für die Zeitreihe der Renditen eines bewertungsbasierten Index (übrigens im Anhang ihrer Studie) vorgestellt. Im Folgenden werden die einzelnen Korrekturverfahren vorgestellt.

5.2.2 Das Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren von Blundell und Ward (1987)

Blundell und Ward (1987, S. 154) gehen davon aus, dass auf dem UK-Markt für Gewerbeimmobilien (mindestens) die schwache Form von Informationseffizienz herrscht. Da auf informationseffizienten Märkten preisrelevante Informationen augenblicklich im Zeitpunkt ihres Erscheinens Preisanpassungen bewirken, wäre für die zeitliche Entwicklung von Marktpreisen bzw. Marktwerten von Anlagen ein Random Walk-Verhalten zu erwarten (Blundell und Ward 1987, S. 154). Es kann daher davon ausgegangen werden, dass die Renditen von Marktwerten keine zeitliche Korrelation aufweisen.¹³⁴ Sofern die Markttrenditen bzw. einzelne ihrer Komponenten nicht autokorreliert sind, können sie auch nicht aus ihren historischen Werten prognostiziert werden.¹³⁵ Blundell und Ward (1987, S.

¹³³ Vgl. Fisher et al. (1994, S. 140): „One approach is to rely on the assumption that the underlying true returns are uncorrelated across time, consistent with the classical hypothesis of weak-form informational efficiency in asset markets. This unpredictability assumption has been used previously by Geltner (1989), Ross & Zisler (1991), and Gyourko & Keim (1992), among others, to correct for smoothing in the second moments of the RN [Russel NCREIF]-Index returns.”

Fisher et al. (1994) entwerfen selbst ein Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren und bezeichnen den aus den korrigierten Indexrenditen erstellten Index als „Full Information Value“-Index. Für diesen erzielen Fisher et al. (1994, S. 161, Endnote 7) das Ergebnis: „We shall see later in this paper that there is evidence that the Full-Information Value Index, though exhibiting weak-form efficiency, may not be efficient in the semi-strong sense, as returns in the REIT-based Index appear to lead even the Full-Information Value Index.”

¹³⁴ Vgl. in diesem Zusammenhang auch die Übersichtsartikel von Fama (1970, 1991) zur Informationseffizienz sowie die Studien von Fama und Gibbons (1982) und Fama und Schwert (1977).

¹³⁵ Es wird teilweise versucht, Renditen in Komponenten zu zerlegen, um diese dann einzeln zu erklären. Beispielsweise besteht der nominale Renditenwert aus der realen Rendite und der Inflationsrate. Um die reale Rendite zu errechnen, wird aus der nominalen Rendite die Inflationsrate herausgerechnet. Die Inflationsrate

153 f.) behaupten, dass die in den Renditenreihen des von ihnen analysierten Jones-Lang-Wootton (JLW) Index für UK Gewerbeimmobilien auftretende Autokorrelation nicht auf fehlender Informationseffizienz auf dem UK-Immobilienmarkt beruht, sondern vollständig in den Bewertungsprozessen der Immobilien entstanden ist. Sie behaupten, dass die Marktrenditen auf dem UK-Markt für Gewerbeimmobilien durch Herausrechnen des prognostizierbaren Anteils aus den Renditen des Jones-Lang-Wootton Index erzielt werden können.

Blundell und Ward (1987) setzen ihre Überlegungen um, indem sie die Renditen einer Zeitreihe in jährlicher Periodizität des Jones-Lang-Wootton Index für UK-Gewerbeimmobilien auf ihre um eine Periode verzögerten Vergangenheitswerte regressieren:

$$r_t = \phi_0 + \phi_1 \cdot r_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(\mu, \sigma), \forall t = 2, \dots, T(a) \quad (35)$$

mit

- der Indexrendite r_t für die Periode (bzw. konkret das Jahr) t zwischen den Zeitpunkten $t - 1$ und t ;
- den geschätzten Regressionskoeffizienten ϕ_0 und ϕ_1 ;
- der Anzahl der Perioden T , für die Renditen in jährlicher Periodizität (a) vorliegen;
- den Residuen ε_t des Regressionsmodells. Gewöhnlich werden normalverteilte Residuen mit Mittelwert $\mu = 0$ und Standardabweichung $\sigma = 1$ unterstellt.

Eine Konstante ϕ_0 wird nicht mitgeschätzt, wenn Regressionskoeffizienten für eine Mittelwert-bereinigte Renditenreihe geschätzt werden:

$$r_t = \phi_1 \cdot r_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(\mu, \sigma), \forall t = 2, \dots, T(a) \quad (36)$$

Aus den geschätzten Regressionskoeffizienten werden die Werte der Parameter A und B im Modell von Blundell und Ward (1987, Gleichung A 9) errechnet:¹³⁶

ergibt sich als Änderungsrate aus einem geeigneten Konsumentenpreisindex. Außerdem kann eine Rendite in ihre „Kostenkomponenten“ aufgespalten werden. Bestandteile eines Kreditzinses sind z. B. die Verzinsung für die zeitliche Überlassung von Geld, eine Risikoprämie (die weiter nach Risikoarten wie Kreditrisiko, Marktrisiko und operationelles Risiko differenziert werden kann), umgeschlagene Verwaltungskosten, Steuern und ein Gewinnanteil.

¹³⁶ Die Notation ist an dieser Stelle aus Blundell und Ward (1987) übernommen.

$$R_t = B(1 - A) + AR_{t-1} + (1 - A)e_t \quad (37)$$

mit

- der Rendite aus Schätzwerten R_t (die an dieser Stelle wohl mit der Rendite eines bewertungsbasierten Index gleichgesetzt wird);
- der Marktrendite $RM_t = B + e_t$, (in der Notation der vorliegenden Arbeit $r_t^{c\{BW\}}$, wobei der obere Index c für „corrected“ und [BW] für das Verfahren von Blundell und Ward (1987) steht);
- den Parametern A und B.

Die geschätzten Werte der Residuen $\hat{\varepsilon}_t$ werden errechnet, indem von den Werten der Indexrenditen für die Perioden $t = 2, \dots, T$ jeweils die Werte der um eine Periode (ein Jahr) verzögerten Indexrenditen in Höhe des Anteils des geschätzten Regressionskoeffizienten $\hat{\phi}_1$ sowie der geschätzte Wert der Konstanten $\hat{\phi}_0$ abgezogen werden:¹³⁷

$$\hat{\varepsilon}_t = r_t - \hat{\phi}_0 - \hat{\phi}_1 \cdot r_{t-1}, \forall t = 2, \dots, T(a) \quad (38)$$

Die korrigierten Indexrenditen $r_t^{c\{BW\}}$, die nach Blundell und Ward (1987) eher als die ursprünglichen Indexrenditen den Marktrenditen entsprechen, werden dann mit folgendem Rechenschritt erzielt:

$$r_t^c = \frac{\hat{\phi}_0 + \hat{\varepsilon}_t}{1 - \hat{\phi}_1}, \forall t = 2, \dots, T(a) \quad (39)$$

bzw.

$$r_t^c = \frac{r_t - \hat{\phi}_1 \cdot r_{t-1}}{1 - \hat{\phi}_1}, \forall t = 2, \dots, T(a) \quad (40)$$

Es besteht folgende Beziehung zwischen der Varianz der nach BW korrigierten Renditen $Var(r_t^{c\{BW\}})$ und der Varianz der ursprünglichen Renditen $Var(r_t)$, (vgl. Blundell und Ward 1987, S. 154):

¹³⁷ Da für den ersten Wert der Originalzeitreihe von Indexrenditen kein Vorgängerwert zur Korrektur zur Verfügung steht, enthält die Zeitreihe der korrigierten Indexrenditen eine Beobachtung weniger als die Originalzeitreihe.

$$Var(r_t^c) = \frac{1 - \phi_1^2}{(1 - \phi_1)^2} Var(r_t) \quad (41)$$

Für die Korrektur verwenden Blundell und Ward (1987, S. 154) kontinuierliche nominale Renditen. Blundell und Ward (1987) geben keine Werte ihrer korrigierten Renditenreihe in ihrer Arbeit an.

Das Korrekturverfahren von Blundell und Ward (1987) ist zur Anwendung auf die Renditenreihen des NCREIF Appreciation Index und des IPD UK Monthly Capital Index geeignet. Obwohl die NPI- bzw. IPD-Indices in vierteljährlicher bzw. monatlicher Periodizität vorliegen, wird das Korrekturverfahren wie bei Blundell und Ward (1987) auf kontinuierliche Renditen in jährlicher Periodizität angewandt. Dafür werden im Fall des Quartalsindex NPI die vier logarithmierten Renditen eines jeden Jahres aufaddiert. Im Fall des Monatsindex IPD werden die zwölf kontinuierlichen Monatsrenditen eines jeden Jahres zu Jahresrenditen aufaddiert. Die Jahresrenditen beider Indices werden jeweils auf ihre um eine Periode verzögerten Werte regressiert. Für die Regressionskoeffizienten werden folgende Werte mit der Software STATA geschätzt:

Tabelle 92 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1)-Modells mit Konstante für IPD-Jahresrenditen des Zeitraums 1986 bis 2010

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | z | P> z | Maximum Likelihood-Wert |
|--------|--------------|---------------------------|-----------------|------|-------|-------------------------|
| AR(1) | Konstante | 0,0197 | 0,0446 | 0,44 | 0,658 | 22,049116 |
| | AR1 | 0,4135 | 0,2125 | 1,95 | 0,052 | |
| | Std. Abw. d. | | | | | |
| | Residuums | 0,0962 | 0,0159 | 6,06 | 0,000 | |

24 Beobachtungen, Wald-chi2(1)=3,79, Prob > chi2 = 0,0517, Schätzung mit STATA-Software, Optimierung mit BHHH und BFGS, 8 Iterationen.

Tabelle 93 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1)-Modells mit Konstante für NPI-Jahresrenditen des Zeitraums 1978 bis 2010

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | z | P> z | Maximum Likelihood-Wert |
|--------|--------------|---------------------------|-----------------|------|-------|-------------------------|
| AR(1) | Konstante | 0,0143 | 0,0318 | 0,45 | 0,653 | 42,49347 |
| | AR1 | 0,4866 | 0,1057 | 4,60 | 0,000 | |
| | Std. Abw. d. | | | | | |
| | Residuums | 0,0665 | 0,0068 | 9,76 | 0,531 | |

33 Beobachtungen, Wald-chi2(1)=21,18, Prob > chi2 = 0, Schätzung mit STATA-Software, Optimierung mit BHHH und BFGS, 9 Iterationen.

Nach Umrechnung gemäß (40) werden die korrigierten Renditen erhalten. Die Zeitreiheneigenschaften der mit dem Verfahren von Blundell und Ward korrigierten Indexrenditen $r_t^{c\{BW\}}$ werden im Anhang (siehe Abschnitt 9.3) ausgewiesen.

Zusätzlich wurde ein AR(1)-Modell ohne Konstante jeweils für die IPD- und NPI-Indexrenditen mit dem Maximum Likelihood-Verfahren unter Verwendung der Software R geschätzt.¹³⁸ Dabei wird beim IPD ein AR(1)-Koeffizient i. H. v. 0,4157 und eine Varianz des Residuums i. H. v. 0,01017 errechnet. Beim NPI wird ein AR(1)-Koeffizient i. H. v. 0,4866 und eine Varianz des Residuums i. H. v. 0,004421 errechnet.

5.2.3 Das Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren von Firstenberg, Ross und Zisler (1988)

Firstenberg, Ross und Zisler (1988, S. 24) haben ein Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren zur Anwendung auf die Zeitreihen der Frank Russell (FRC)- und Evaluation Associates (EAFPI)-Quartalsindices vorgeschlagen. Die Zeitreihen beider Indices wurden aus Schätzwerten errechnet, die Gutachter aus Bewertungen U.S.-amerikanischer Gewerbeimmobilien erzielt haben. Wie bereits Blundell und Ward (1987) behaupten Firstenberg et al. (1988, S. 32) ebenfalls, dass Autokorrelation in den Renditenreihen der von ihnen analysierten Indices im Zuge der Bewertungsprozesse der Immobilien entstanden ist; also nicht bereits in den Marktwerten vorliegt: „*This method is an attempt to correct returns by removing any inertia*

¹³⁸ Einige Analysen wurden mit der Software R durchgeführt.

or sluggishness inherent in the appraisal process. True rates of return should be uncorrelated with each other across time.” (Firstenberg et al. 1988, S. 32). Sie versuchen, die Renditenreihen der Marktwerte in vierteljährlicher Periodizität aus den Renditenreihen der Quartalsindices durch Herausfiltern von Autokorrelation um zeitliche Verzögerungen bis zu vier Perioden zu gewinnen.

Dazu schätzen Firstenberg et al. (1988) das folgende Modell:

$$r_t = \phi_0 + \phi_1 \cdot r_{t-1} + \phi_2 \cdot r_{t-2} + \phi_3 \cdot r_{t-3} + \phi_4 \cdot r_{t-4} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(\mu, \sigma), \quad (42)$$

$$\forall t = 5, \dots, T(q)$$

mit

- der Indexrendite r_t für die Periode (bzw. konkret das Quartal) t zwischen den Zeitpunkten $t - 1$ und t ;
- den geschätzten Regressionskoeffizienten ϕ_0 bis ϕ_4 ;
- der Anzahl der Perioden T , für die Renditen in vierteljährlicher Periodizität (q) vorliegen;
- den Residuen ε_t des Regressionsmodells. Gewöhnlich werden normalverteilte Residuen mit Mittelwert $\mu = 0$ und Standardabweichung $\sigma = 1$ unterstellt.

Die geschätzten Werte der Regressionskoeffizienten und Residuen werden verwendet, um in einem weiteren Schritt die nach Firstenberg et al. (1988) korrigierten Indexrenditen $r_t^{c[FRZ]}$ zu errechnen:

$$r_t^{c[FRZ]} = \widehat{\phi}_0 + \frac{\widehat{\varepsilon}_t}{1 - \sum_{p=1}^4 \widehat{\phi}_p} \quad (43)$$

Die Zeitreihe korrigierter Renditen weist vier Beobachtungen weniger auf als die Zeitreihe der ursprünglichen Indexrenditen, da für eine Korrektur der ersten vier Werte der Indexrenditen keine Vorgängerwerte vorhanden sind.

Für den Mittelwert und die Standardabweichung der nach Firstenberg et al. (1988) korrigierten Renditen ergeben sich:

$$E(r_t^{c[FRZ]}) = \widehat{\phi}_0 \quad (44)$$

und

$$SD(r_t^{c[FRZ]}) = \frac{\sigma_{\hat{\varepsilon}_t}}{1 - \sum_{p=1}^4 \widehat{\phi}_p} \quad (45)$$

Firstenberg et al. (1988) stellen ihr Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren wie bereits ihre Vorgänger Blundell und Ward (1987) im Anhang ihrer Studie vor. Offenbar wenden Firstenberg et al. (1988) ihr Korrekturverfahren auf kontinuierliche Renditen an. Die Veröffentlichung von Firstenberg et al. (1988) beinhaltet keine Werte der aus der Anwendung des Korrekturverfahrens erhaltenen Zeitreihen. Auch werden in ihrer Arbeit keine Angaben über die Zeiträume gemacht, für die ihnen Indices zur Verfügung stehen. Firstenberg et al. (1988) stellen aber Vergleiche ihrer korrigierten Zeitreihen mit Indices für Aktien, Bonds und die Inflation (d. h. die Entwicklungen von Konsumentenpreisen) an.

In der vorliegenden Studie wird das Korrekturverfahren von Firstenberg et al. (1988) auf kontinuierliche Quartalsrenditen des IPD und des NPI angewandt. Dazu werden im IPD-Fall aus den in monatlicher Periodizität fortgeschriebenen IPD UK Monthly Capital Index-Renditen kontinuierliche Quartalsrenditen durch Addition der Monatsrenditen eines jeden Jahresquartals errechnet.

Für die Regressionskoeffizienten werden folgende Werte geschätzt:

Tabelle 94 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1,2,3,4)-Modells mit Konstante für IPD-Quartalsrenditen des Zeitraums Jan. 1987 bis Juni 2011

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | z | P> z | Maximum Likelihood-Wert |
|-------------|--------------|---------------------------|-----------------|-------|-------|-------------------------|
| AR(1,2,3,4) | Konstante | 0,0042 | 0,0122 | 0,35 | 0,729 | 236,5644 |
| | AR1 | 0,9307 | 0,0809 | 11,50 | 0,000 | |
| | AR2 | -0,1211 | 0,1988 | -0,61 | 0,542 | |
| | AR3 | -0,1502 | 0,1221 | -1,23 | 0,219 | |
| | AR4 | 0,0804 | 0,0555 | 1,45 | 0,148 | |
| | Std. Abw. d. | | | | | |
| | Residuums | 0,0205 | 0,0008 | 26,40 | 0,000 | |

98 Beobachtungen, Wald-chi2(4)=423,66, Prob > chi2 = 0, Schätzung mit STATA-Software, Optimierung mit BHHH und BFGS, 11 Iterationen.

Tabelle 95 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1,2,3,4)-Modells mit Konstante für NPI-Quartalsrenditen des Zeitraums Jan. 1978 bis Juni 2011

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | z | P> z | Maximum Likelihood-Wert |
|-------------|--------------|---------------------------|-----------------|-------|-------|-------------------------|
| AR(1,2,3,4) | Konstante | 0,0039 | 0,0076 | 0,51 | 0,612 | 383,0619 |
| | AR1 | 0,6740 | 0,0670 | 10,06 | 0,000 | |
| | AR2 | 0,2479 | 0,1270 | 1,95 | 0,051 | |
| | AR3 | -0,2070 | 0,1330 | -1,56 | 0,120 | |
| | AR4 | 0,0764 | 0,0812 | 0,94 | 0,347 | |
| | Std. Abw. d. | | | | | |
| | Residuums | 0,0138 | 0,0004 | 32,81 | 0,000 | |

134 Beobachtungen, Wald-chi2(4)=286,24, Prob > chi2 = 0, Schätzung mit STATA-Software, Optimierung mit BHHH und BFGS, 8 Iterationen.

Entsprechend (43) werden die korrigierten Renditen $r_t^{c[FRZ]}$ errechnet. Für die mit der Software R durchgeführten Teilstudien wird mit dem Maximum Likelihood-Verfahren im IPD- und NPI-Fall jeweils ein AR(1,2,3,4)-Modell ohne Konstante geschätzt. Dabei ergeben sich im IPD-Fall AR-Koeffizienten i. H. v. AR1=0,9309, AR2=-0,1210, AR3=-0,1503, AR4=0,8 und eine Varianz des Residuums i. H. v. 0,0004106. Im NPI-Fall werden AR-Koeffizienten i. H. v. AR1=0,6736, AR2=0,2489, AR3=-0,2051, AR4=0,0731 und eine Varianz des Residuums i. H. v. 0,0001911 errechnet.

Als eine sinnvolle Modifikation des FRZ-Korrekturverfahrens wird vorgeschlagen, nur die autoregressiven Terme aus der Renditenreihe eines bewertungsbasierten Index herauszurechnen, für die ein positiver Koeffizient geschätzt wird, sofern angenommen wird, dass durch die Bewertungsphänomene keine negative Autokorrelation in die Renditenreihe eines Index induziert wird. Dieser Ansatz wird jedoch nicht weiter verfolgt.

5.2.4 Das Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren von Fisher, Geltner und Webb (1994)

Fisher, Geltner und Webb (1994) haben ein weiteres Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren für die Renditenreihe der in vierteljährlicher Periodizität fortgeschriebenen Indexwerte des Russell-NCREIF (RN) Appreciation Index vorgeschlagen. Fisher et al. (1994) behaupten, ihr Korrekturverfahren auf die Realkomponente der Zeitreihe von Indexrenditen anzuwenden.¹³⁹ Dazu ist es erforderlich, reale Wertänderungsrenditen aus den nominalen Wertänderungsrenditen (d. h. den Renditen des RN-Index) durch Herausrechnen der Inflationskomponente zu erhalten. Konsumentenpreisindices informieren über inflationsbedingte Preisveränderungen auf einem Markt.¹⁴⁰ Kontinuierliche reale Renditen $real_t$ werden daher als Differenz aus den nominalen Renditen r_t eines bewertungsbasierten Index und den Renditen eines passenden Konsumentenpreisindex cpi_t errechnet:

$$real_t = r_t - cpi_t, \forall t = 1, \dots, T(q) \quad (46)$$

In Fisher et al. (1994) wurden keine Angaben über den für ihre Berechnungen verwendeten Konsumentenpreisindex gefunden. Es wird jedoch angenommen, dass ein für den Markt der USA repräsentativer „Consumer Price Index“ verwendet wurde. Außerdem wird angenommen, dass Fisher et al. (1994) kontinuierliche Renditen zur Korrektur verwenden. Aus der Beschreibung in Fisher et al. (1994, S. 139) wird ihre Annahme deutlich, die hier so bezeichneten Phänomene „Appraisal Smoothing“ und „Veraltete Bewertungen“ in Verbindung mit der „Saisonalität in den Bewertungen“ würden die RN-Renditen verändern.¹⁴¹ Nach ihrer Ansicht wird durch diese Phänomene positive Autokorrelation

¹³⁹ Fisher et al. (1994, S. 140): „[We] rely on the assumption that the underlying true returns are uncorrelated across time, consistent with the classical hypothesis of weak-form informational efficiency in asset markets.“ Weiterhin führen Fisher et al. (1994, S. 142) aus: „Inflation-adjusted appreciation returns are used since return unpredictability due to weak-form informational efficiency is more theoretically sound for real returns.“

¹⁴⁰ Im Englischen „Consumer Price Indices“ (CPI).

¹⁴¹ Fisher et al. (1994, S. 139) erklären: „Geltner (1993a) points out that in addition to any smoothing introduced at the disaggregate level by the appraisal process, aggregation of property values within an index causes additional smoothing. If property values are appraised at different points in time throughout each calendar quarter, yet all these valuations are, in effect, average together in the index to produce the index value attributed to that quarter, then the index value will be a moving average of spot values. This effect is further complicated within the RN-Index by the practice of reappraising properties only once per year, and reporting the

erster und vierter Ordnung in die Quartalsrenditen induziert. Daher schätzen sie für eine Korrektur der Renditenreihe des RN-Index ein AR(1,4)-Modell (vgl. Fisher et al. 1994, S. 142):

$$real_t = \phi_0 + \phi_1 \cdot real_{t-1} + \phi_4 \cdot real_{t-4} + \varepsilon_t^{real}, \varepsilon_t^{real} \sim N(\mu, \sigma), \forall t = 5, \dots, T \quad (q) \quad (47)$$

mit

- der „inflationbereinigten“ Indexrendite $real_t$ für die Periode (bzw. konkret das Quartal) t zwischen den Zeitpunkten $t - 1$ und t ;
- den geschätzten Regressionskoeffizienten ϕ_0 , ϕ_1 und ϕ_4 ;
- der Anzahl der Perioden T , für die Renditen in vierteljährlicher Periodizität (q) vorliegen;
- den Residuen ε_t^{real} des Regressionsmodells. Gewöhnlich werden normalverteilte Residuen mit Mittelwert $\mu = 0$ und Standardabweichung $\sigma = 1$ unterstellt.

Im Rahmen der Untersuchungen wurde dieses Modell für den IPD- und den NPI-Index geschätzt. Obwohl die Phänomene „Veraltete Bewertungen“ und „Saisonalität in den Bewertungen“ nicht den IPD-Index betreffen, könnte möglicherweise Autokorrelation erster und vierter Ordnung im IPD durch die Bewertungsprozesse der Immobilien in die IPD-Zeitreihe induziert worden sein. Denn es ist denkbar, dass Gutachter für Bewertungen von Immobilien nicht nur die veralteten Werte aus Vorquartalen, sondern auch die aus Vorjahresquartalen berücksichtigen.

Schätzungen wurden mit der Software Stata und der Software R durchgeführt. Für den UK-Markt stehen Zeitreihen von zwei Konsumentenpreisindizes (UK CPI All Items NADJ und UK PRI NADJ) zur Verfügung. Die Schätzergebnisse für AR(1,4)-Modelle werden in den folgenden Tabellen vorgestellt:

last appraised value as the current property value each quarter. In effect, the RN becomes an annual index, partially updated each quarter.”

Die Erklärung von Fisher et al. (1994, S. 139) zu den Auswirkungen dieser Phänomene auf die Indexzeitreihe ist: „[...] over sufficiently long periods of time, the average appreciation return displayed by the RN-Index would be a relatively unbiased estimate of the true appreciation in the typical property (of the type represented by the Index). However, the variance of short-interval returns across time, and the covariance of short-interval returns with contemporaneous returns on other assets, will be biased toward zero, and the index will tend to lag underlying property market value changes, due to these sources of smoothing. Furthermore, the smoothing phenomena described above would be expected to add significant positive autocorrelation (that is, apparent inertia or self-predictability) into the RN return series.”

Tabelle 96 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1,4)-Modells mit Konstante für IPD-Quartalsrenditen, bereinigt um Quartalsrenditen des Inflationsindex UK CPI All Items NADJ des Zeitraums Jan. 1987 bis Juni 2011

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | z | P> z | Maximum Likelihood-Wert |
|---------|--------------|---------------------------|-----------------|-------|-------|-------------------------|
| AR(1,4) | Konstante | -0,0032 | 0,0115 | -0,28 | 0,780 | 238,0788 |
| | AR1 | 0,8019 | 0,0547 | 14,67 | 0,000 | |
| | AR4 | -0,0563 | 0,0389 | -1,45 | 0,148 | |
| | Std. Abw. d. | 0,0212 | 0,0008 | 25,61 | 0,000 | |
| | Residuums | | | | | |

98 Beobachtungen, Wald-chi2(2)=236,00, Prob > chi2 = 0, Schätzung mit STATA-Software, Optimierung mit BHHH und BFGS, 8 Iterationen.

Tabelle 97 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1,4)-Modells mit Konstante für IPD-Quartalsrenditen, bereinigt um Quartalsrenditen des Inflationsindex UK CPI All Items NADJ des Zeitraums Jan. 1987 bis Juni 2011

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | t | P> t | Maximum Likelihood-Wert |
|---------|--------------|---------------------------|-----------------|-------|--------|-------------------------|
| AR(1,4) | Konstante | -0,0012 | 0,0023 | -0,55 | 0,584 | k. A. |
| | AR1 | 0,8053 | 0,0681 | 11,82 | <2e-16 | |
| | AR4 | -0,0557 | 0,0679 | -0,82 | 0,414 | |
| | Std. Abw. d. | 0,0218 | | | | |
| | Residuums | | | | | |

98 Beobachtungen, Multiple $R^2 = 0,6266$, Adj. $R^2 = 0,6184$, F-Statistik = 76,36 mit 2 und 91 Freiheitsgraden, p-Wert < 2,2e-16, Schätzung mit Software R (dynlm).

Tabelle 98 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1,4)-Modells mit Konstante für IPD-Quartalsrenditen, bereinigt um Quartalsrenditen des Inflationsindex UK PRI NADJ des Zeitraums Jan. 1987 bis Juni 2011

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | z | P> z | Maximum Likelihood-Wert |
|---------|--------------|---------------------------|-----------------|-------|-------|-------------------------|
| AR(1,4) | Konstante | -0,0048 | 0,0102 | -0,47 | 0,635 | 243,7565 |
| | AR1 | 0,7991 | 0,0538 | 14,85 | 0,000 | |
| | AR4 | -0,0585 | 0,0382 | -1,53 | 0,126 | |
| | Std. Abw. d. | 0,0200 | 0,0008 | 25,00 | 0,000 | |
| | Residuums | | | | | |

98 Beobachtungen, Wald-chi2(2)=234,55, Prob > chi2 = 0, Schätzung mit STATA-Software, Optimierung mit BHHH und BFGS, 9 Iterationen.

Tabelle 99 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1,4)-Modells mit Konstante für IPD-Quartalsrenditen, bereinigt um Quartalsrenditen des Inflationsindex UK PRI NADJ des Zeitraums Jan. 1987 bis Juni 2011

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | t-Wert | P> t | Maximum Likelihood-Wert |
|---------|--------------|---------------------------|-----------------|--------|--------|-------------------------|
| AR(1,4) | Konstante | -0,0017 | 0,0021 | -0,799 | 0,426 | k. A. |
| | AR1 | 0,8010 | 0,0688 | 11,645 | <2e-16 | |
| | AR4 | -0,0579 | 0,0684 | -0,846 | 0,400 | |
| | Std. Abw. d. | 0,0205 | | | | |
| | Residuums | | | | | |

98 Beobachtungen, Multiple $R^2 = 0,6201$, Adj. $R^2 = 0,6118$, F-Statistik = 74,27 mit 2 und 91 Freiheitsgraden, p-Wert < 2,2e-16, Schätzung mit Software R (dynlm).

Tabelle 100 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1,4)-Modells mit Konstante für NPI-Quartalsrenditen, inflationsbereinigt um CPI-Quartalsrenditen des Zeitraums Jan. 1978 bis Juni 2011

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | z | P> z | Maximum Likelihood-Wert |
|---------|--------------|---------------------------|-----------------|-------|-------|-------------------------|
| AR(1,4) | Konstante | -0,0058 | 0,0063 | -0,92 | 0,357 | 382,4586 |
| | AR1 | 0,6772 | 0,0497 | 13,61 | 0,000 | |
| | AR4 | 0,0970 | 0,0422 | 2,30 | 0,021 | |
| | Std. Abw. d. | 0,0139 | 0,0006 | 24,00 | 0,000 | |
| | Residuums | | | | | |

134 Beobachtungen, Wald-chi2(2)=225,45, Prob > chi2 = 0, Schätzung mit STATA-Software, Optimierung mit BHHH und BFGS, 8 Iterationen.

Tabelle 101 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1,4)-Modells mit Konstante für NPI-Quartalsrenditen, inflationsbereinigt um CPI-Quartalsrenditen des Zeitraums Jan. 1978 bis Juni 2011

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | t | P> t | Maximum Likelihood-Wert |
|---------|--------------|---------------------------|-----------------|--------|--------|-------------------------|
| AR(1,4) | Konstante | -0,0014 | 0,0013 | -1,023 | 0,308 | 237,8034 |
| | AR1 | 0,6858 | 0,0680 | 10,085 | <2e-16 | |
| | AR4 | 0,0969 | 0,0690 | 1,404 | 0,163 | |
| | Std. Abw. d. | 0,0141 | | | | |
| | Residuums | | | | | |

134 Beobachtungen, Multiple R²=0,5412, Adj. R²=0,534, F-Statistik = 74,91 mit 2 und 127 Freiheitsgraden, p-Wert < 2,2e-16, Schätzung mit Software R (dynlm).

Es ist zu beachten, dass Fisher et al. (1994) ein Regressionsmodell mit Konstante schätzen. Es werden die Werte der Residuen aus der Schätzung für die Perioden $t = 5, \dots, T(q)$ erhalten und jeweils der geschätzte Wert der Konstanten addiert:

$$\widehat{\varepsilon}_t^{real} + \widehat{\phi}_0 = real_t - \widehat{\phi}_1 \cdot real_{t-1} - \widehat{\phi}_4 \cdot real_{t-4}, \forall t = 5, \dots, T(q) \quad (48)$$

Anders als ihre Vorgänger legen Fisher et al. (1994) die Volatilität ihrer Zeitreihe korrigierter Renditen Modell-exogen fest. Dazu stützen sie sich auf die Annahme, dass die Volatilität (wahrscheinlich gemessen in Standardabweichungseinheiten) der Renditen gewerblicher Immobilien auf dem Markt der USA der Hälfte der Volatilität der Renditen des für den U.S.-Aktienmarkt repräsentativen Aktienindex S&P 500 entspricht.¹⁴² Fisher et al. (1994, S. 140 ff.) setzen daher die Summe des Residuums und der Konstanten $\widehat{\varepsilon}_t^{real} + \widehat{\phi}_0$ gleich dem Produkt aus einem Anpassungsfaktor für die Volatilität w_0 und dem Wert der korrigierten Rendite $real_t^{c[FGW]}$, die der realen Marktrendite entsprechen soll:¹⁴³

$$\widehat{\varepsilon}_t^{real} + \widehat{\phi}_0 = w_0 \cdot real_t^{c[FGW]} \wedge w_0 \in \mathbb{R}, \forall t = 5, \dots, T(q) \quad (49)$$

Fisher et al. (1994, S. 140 ff.) liegen vierteljährliche Renditen des Russell-NCREIF Index für den Zeitraum von Anfang 1979 bis Ende 1992 vor. Fisher et al. (1994, S. 140) veröffentlichen nach eigenen Angaben als Erste Werte einer korrigierten Zeitreihe, die auf der „Unpredictability“-Annahme beruhen. Sie nennen ihren Index „Full-Information Value Index“. Nach eigenen Angaben schätzen sie für die tatsächlichen Marktrenditen über den Untersuchungszeitraum ihrer Studie eine Standardabweichung in Höhe von 3,99 Prozent. Dieser Prozentwert entspricht der Hälfte der vierteljährlichen Standardabweichung σ_{SP} in Höhe von 7.98 Prozent der Renditen des Aktienindex von Standard & Poors S&P 500 über den gleichen Zeitraum.

Daraus wird der Wert des Anpassungsfaktors w_0 errechnet:

$$w_0 = 2 \frac{\sigma_{\varepsilon}^{real}}{\sigma_{SP}} \quad (50)$$

mit

- der Standardabweichung σ_{SP} der kontinuierlichen Renditen des Aktienindex S&P 500;

¹⁴² Fisher et al. (1994, S. 141): „It is widely perceived among practitioners that the ‘true volatility’ of commercial property values of the type represented by the RN-Index is approximately half the volatility of the S&P500 Index of stock market values. Here, we assume that the quarterly volatility of the unsmoothed underlying returns equals one-half that of the S&P500.”

Auch in Geltner (1993b, S. 331) ist diese Annahme erwähnt.

¹⁴³ Die Notation für den Anpassungsfaktor w_0 wird hier aus der Studie von Fisher et al. (1994) übernommen. Die Notation für die realen Renditen $real_t^{c[FGW]}$ wird hier neu gewählt und entspricht r_t^F in der Notation von Fisher et al. (1994).

- der Standardabweichung $\sigma_\varepsilon^{real}$ der Residuen $\widehat{\varepsilon}_t^{real}$.

Daraus folgt für die Berechnung der korrigierten realen Renditen $real_t^{c[FGW]}$:

$$real_t^{c[FGW]} = (\widehat{\varepsilon}_t^{real} + \widehat{\phi}_0) \cdot \frac{\sigma_{SP}}{2 \cdot \sigma_\varepsilon^{real}}, \forall t = 5, \dots, T(q) \quad (51)$$

Die korrigierten, nominalen Renditen $r_t^{c[FGW]}$ werden dann durch Addition der Renditen cpi_t des gewählten Konsumentenpreisindex errechnet:

$$r_t^{c[FGW]} = (\widehat{\varepsilon}_t^{real} + \widehat{\phi}_0) \cdot \frac{\sigma_{SP}}{2 \cdot \sigma_\varepsilon^{real}} + cpi_t, \forall t = 5, \dots, T(q) \quad (52)$$

Die korrigierte Zeitreihe weist vier Werte weniger auf als die Originalzeitreihe, da keine Vorgängerwerte zur zeitlichen Verzögerung um vier Perioden für eine Korrektur der ersten vier Werte der Originalzeitreihe zur Verfügung stehen.

Zusammenfassend wird folgende Beziehung zwischen den nach Fisher et al. (1994) korrigierten Indexrenditen $r_t^{c[FGW]}$ und den ursprünglichen NPI-Renditen r_t erhalten:

$$r_t^{c[FGW]} = [(r_t - cpi_t) - \widehat{\phi}_1 \cdot (r_{t-1} - cpi_{t-1}) - \widehat{\phi}_4 \cdot (r_{t-4} - cpi_{t-4})] \frac{\sigma_{SP}}{\sigma_\varepsilon^{real}} + cpi_t, \quad (53)$$

$$\forall t = 5, \dots, T(q)$$

Sofern die Beziehung zwischen den korrigierten und ursprünglichen Renditen eines bewertungsbasierten Index aus den Angaben in Fisher et al. (1994) so verstanden wird, entspricht die Standardabweichung der korrigierten (nominalen) Renditen aber eben nicht – wie von Fisher et al. (1994) gefordert – der Hälfte der Standardabweichung der nominalen Renditen des gewählten Aktienindex. Hier wird daher vermutet, dass Fisher et al. (1994) ihr Korrekturverfahren zunächst zur Anwendung auf nominale Renditen entwickelt haben. Der Gedanke, dass Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren eigentlich eher zur Anwendung auf reale Renditen geeignet sein könnten, ist möglicherweise erst im Nachhinein entstanden bzw. wurde übernommen und eventuell kurzfristig von Fisher et al. (1994, S. 142) in ihre Arbeit aufgenommen. Da das Korrekturverfahren nach der hier vertretenden Ansicht eher zur Anwendung auf nominale Renditen geeignet ist, wird zusätzlich folgendes modifiziertes Korrekturverfahren angewandt:

Das AR(1,4)-Modell wird für nominale Renditen eines bewertungsbasierten Index geschätzt.

$$r_t = \phi_0 + \phi_1 \cdot r_{t-1} + \phi_4 \cdot r_{t-4} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(\mu, \sigma), \forall t = 5, \dots, T(q) \quad (54)$$

mit

- der Indexrendite r_t für die Periode (bzw. konkret das Quartal) t zwischen den Zeitpunkten $t - 1$ und t ;
- den geschätzten Regressionskoeffizienten ϕ_0 , ϕ_1 und ϕ_4 ;
- der Anzahl der Perioden T , für die Renditen in vierteljährlicher Periodizität (q) vorliegen;
- den Residuen ε_t des Regressionsmodells. Gewöhnlich werden normalverteilte Residuen mit Mittelwert $\mu = 0$ und Standardabweichung $\sigma = 1$ unterstellt.

In den Untersuchungen wird das Korrekturverfahren wieder auf IPD- und NPI-Renditen angewandt. Die Schätzergebnisse werden in der Tabelle 102 bis Tabelle 105 vorgestellt.

Die Korrektur der Renditen wird nach folgender Vorschrift vorgenommen:

$$r_t^{c[FGW,nom]} = (\hat{\varepsilon}_t + \hat{\phi}_0) \frac{\sigma_{SP}}{2 \cdot \sigma_\varepsilon}, \forall t = 5, \dots, T(q) \quad (55)$$

mit

- der Standardabweichung σ_{SP} der kontinuierlichen Renditen des Aktienindex S&P 500;
- der Standardabweichung σ_ε der aus der Schätzung erhaltenen Residuen $\hat{\varepsilon}_t$.

Die Standardabweichung der korrigierten Indexrenditen entspricht nun der Hälfte der Standardabweichung der Renditen des korrespondierenden Aktienindex. Hier wird für den NCREIF Appreciation Index der Aktienindex von Standard & Poors S&P 500 COMPOSITE - PRICE INDEX und für den IPD UK Monthly Capital Index der FTSE 100 Price Index gewählt.

Tabelle 102 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1,4)-Modells mit Konstante für IPD-Quartalsrenditen des Zeitraums Jan. 1986 bis Juni 2011

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | z | P> z | Maximum Likelihood-Wert |
|---------|--------------|---------------------------|-----------------|-------|-------|-------------------------|
| AR(1,4) | Konstante | 0,0039 | 0,0114 | 0,34 | 0,733 | 234,3458 |
| | AR1 | 0,7995 | 0,0546 | 14,65 | 0,000 | |
| | AR4 | -0,0627 | 0,0372 | -1,69 | 0,092 | |
| | Std. Abw. d. | 0,0210 | 0,0008 | 25,99 | 0,000 | |
| | Residuums | | | | | |

98 Beobachtungen, Wald-chi2(4)=221,49, Prob > chi2 = 0, Schätzung mit STATA-Software, Optimierung mit BHHH und BFGS, 10 Iterationen.

Tabelle 103 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1,4)-Modells mit Konstante für IPD-Quartalsrenditen des Zeitraums Jan. 1987 bis Juni 2011

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | t | P> t | Maximum Likelihood-Wert |
|---------|--------------|---------------------------|-----------------|--------|--------|-------------------------|
| AR(1,4) | Konstante | 0,0006 | 0,0022 | 0,254 | 0,800 | k. A. |
| | AR1 | 0,8003 | 0,0677 | 11,815 | <2e-16 | |
| | AR4 | -0,0611 | 0,0674 | -0,907 | 0,367 | |
| | Std. Abw. d. | 0,0213 | | | | |
| | Residuums | | | | | |

134 Beobachtungen, Multiple R^2 = 0,6207, Adj. R^2 = 0,6123, F-Statistik = 74,45 mit 2 und 91 Freiheitsgraden, p-Wert < 2,2e-16, Schätzung mit Software R (dynlm).

Tabelle 104 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1,4)-Modells mit Konstante für NPI-Quartalsrenditen des Zeitraums Jan. 1978 bis Juni 2011

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | z | P> z | Maximum Likelihood-Wert |
|---------|--------------|---------------------------|-----------------|-------|-------|-------------------------|
| AR(1,4) | Konstante | 0,0040 | 0,0077 | 0,52 | 0,604 | 379,3347 |
| | AR1 | 0,7424 | 0,0545 | 13,61 | 0,000 | |
| | AR4 | 0,0476 | 0,0478 | 1,00 | 0,319 | |
| | Std. Abw. d. | 0,0142 | 0,0004 | 34,15 | 0,000 | |
| | Residuums | | | | | |

134 Beobachtungen, Wald-chi2(2)=245,03, Prob > chi2 = 0, Schätzung mit STATA-Software, Optimierung mit BHHH und BFGS, 8 Iterationen.

Tabelle 105 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1,4)-Modells mit Konstante für NPI-Quartalsrenditen des Zeitraums Jan. 1978 bis Juni 2011

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | t | P> t | Maximum Likelihood-Wert |
|-------------|--------------|---------------------------|-----------------|--------|--------|-------------------------|
| AR(1,2,3,4) | Konstante | 0,0005 | 0,0013 | 0,395 | 0,693 | k. A. |
| | AR1 | 0,7434 | 0,0640 | 11,612 | <2e-16 | |
| | AR4 | 0,0480 | 0,0646 | 0,743 | 0,459 | |
| | Std. Abw. d. | 0,0144 | | | | |
| | Residuums | | | | | |

134 Beobachtungen, Multiple R^2 =0,5961, Adj. R^2 =0,5898, F-Statistik = 93,74 mit 2 und 127 Freiheitsgraden, p-Wert < 2,2e-16, Schätzung mit Software R (dynlm).

5.2.5 Ein Vorschlag für ein neues Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren

Fisher et al. (1994) griffen die Idee auf, dass die Annahme der Nicht-Prognostizierbarkeit eher auf inflationsbereinigte als nominale Renditen von Marktwerten zutrifft. Sie schlagen daher ein Verfahren vor, das im Kern die Korrektur der Realkomponenten von Renditen bewertungsbasierter Indices beinhaltet. Um die realen Renditen aus nominalen Renditen zu erhalten, wird normalerweise die Inflationskomponente herausgerechnet. Jedoch verursachen die Bewertungsphänomene eine Veränderung der nominalen Renditen bewertungsbasierter Indices gegenüber ihren zugrunde liegenden nominalen Renditen von Marktwerten für einen Gesamtmarkt. Dadurch wird nicht nur die reale, sondern auch die Inflationskomponente eines Renditenwerts verändert. Um aus den nominalen Renditen bewertungsbasierter Indices reale Renditen zu erhalten, wäre folglich das Herausrechnen der durch die Bewertungsphänomene veränderten Inflationskomponente erforderlich. Konsumentenpreisindices werden aber nicht durch die entsprechenden Bewertungsphänomene verändert. Aus ihrer Anwendung auf die nominalen Renditen eines bewertungs-basierten Index werden daher nicht die gewünschten durch die Bewertungsphänomene veränderten realen Renditen erhalten. Eine Lösung, diese realen Renditen zu erhalten, bestünde möglicherweise darin, die Zeitreihe eines Konsumentenpreisindex nachträglich durch simulierte Bewertungsphänomene zu verändern und dann auf die Zeitreihe des bewertungs-basierten Index anzuwenden. Hier wird jedoch eine alternative Vorgehensweise verfolgt. Bei dieser werden zunächst die nominalen Renditen eines bewertungs-basierten Index mit einem Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren „korrigiert“ und anschließend wird die „fälschlicherweise“ vorgenommene „Korrektur“ der Inflationskomponente wieder rückgängig gemacht.

Weiterhin wird hier vermutet, dass sich die in Fisher et al. (1994, S. 141) erwähnte Annahme bezüglich des Verhältnisses der Volatilitäten der Renditen von Aktien und Gewerbeimmobilien eines Markts auf nominale Größen bezieht. Dementsprechend wäre es zunächst erforderlich, aus diesem Verhältnisses w_0 für nominale Größen ein Verhältnis für reale Größen zu errechnen, das auf die realen Renditen eines gewählten Aktienindex und bewertungs-basierten Index angewandt werden kann.

Es wird daher ein neues Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren mit Berücksichtigung der Realkomponente einer Renditenreihe und exogener Vorgabe der Standardabweichung korrigierter Renditen vorgeschlagen. Es funktioniert wie folgt:

Zunächst wird ein AR(1,4)-Modell für die nominalen Renditen des bewertungsbasierten Index (also z. B. NPI) geschätzt, siehe Gleichung (54):

$$r_t = \phi_0 + \phi_1 \cdot r_{t-1} + \phi_4 \cdot r_{t-4} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(\mu, \sigma), \forall t = 5, \dots, T(q) \quad (56)$$

Diese Lag-Struktur wird gewählt, da wie in Fisher et al. (1994) angenommen wird, dass sich in ihr der Einfluss der Phänomene des Appraisal-Smoothing und der Saisonalität in den Bewertungen widerspiegelt. Die Schätzergebnisse können aus den Tabellen (101) bis (104) abgelesen werden.

Sodann wird die Autokorrelation zur zeitlichen Verzögerung um eine und vier Perioden aus der Zeitreihe von Indexrenditen herausgerechnet. Es verbleibt:

$$\hat{\varepsilon}_t + \hat{\phi}_0, \forall t = 5, \dots, T(q) \quad (57)$$

Jedoch soll die Gültigkeit der Effizienzmarkthypothese nur für die Realkomponente und nicht ex-ante für die Inflationskomponente einer Renditenreihe vorausgesetzt werden. D. h., es besteht die Möglichkeit, dass bereits Autokorrelation in der Inflationskomponente der Marktrenditen vorhanden ist. Diese Autokorrelation wurde in (57) aber ebenfalls herausgerechnet. Sie wird durch Anpassung eines AR(1,4)-Modells an die Renditen eines geeigneten Konsumentenpreisindex geschätzt:

$$cpi_t = \phi_0^{cpi} + \phi_1^{cpi} \cdot cpi_{t-1} + \phi_4^{cpi} \cdot cpi_{t-4} + \varepsilon_t^{cpi}, \varepsilon_t^{cpi} \sim N(\mu, \sigma), \forall t = 5, \dots, T(q) \quad (58)$$

Die Schätzergebnisse werden in Tabelle 106 bis Tabelle 108 ausgewiesen.

Mit der Software R (Schätzverfahren dynlm) wird jeweils ein AR(1,4)-Modell mit Konstante geschätzt. Dabei werden im IPD-Fall (mit Inflationsindex UK CPI All Items NADJ) Werte für die Konstante i. H. v. 0,002585 und für die AR-Koeffizienten i. H. v. AR1=0,0361, AR4=0,5982 und eine Standardabweichung des Residuums i. H. v. 0,006004 errechnet.

Tabelle 106 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1,4)-Modells mit Konstante für Quartalsrenditen des Inflationsindex UK CPI All Items NADJ des Zeitraums Jan. 1987 bis Juni 2011

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | z | P> z | Maximum Likelihood-Wert |
|---------|--------------|---------------------------|-----------------|-------|-------|-------------------------|
| AR(1,4) | Konstante | 0,0074 | 0,0018 | 4,12 | 0,000 | 356,369 |
| | AR1 | 0,0376 | 0,0720 | 0,52 | 0,601 | |
| | AR4 | 0,5718 | 0,0454 | 12,58 | 0,000 | |
| | Std. Abw. d. | 0,0059 | 0,0003 | 20,90 | 0,000 | |
| | Residuums | | | | | |

98 Beobachtungen, Wald-chi2(2)=160,81, Prob > chi2 = 0, Schätzung mit STATA-Software, Optimierung mit BHHH und BFGS, 9 Iterationen.

Mit der Software R (Schätzverfahren dynlm) werden im IPD-Fall (mit Inflationsindex UK PRI NADJ) Werte für die Konstante i.H.v. 0,002881 und die AR-Koeffizienten i. H. v. AR1=0,3026, AR4=0,3747 und eine Standardabweichung des Residuums i. H. v. 0,00715 errechnet.

Tabelle 107 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1,4)-Modells mit Konstante für Quartalsrenditen des Inflationsindex UK PRI NADJ des Zeitraums Jan. 1987 bis Juni 2011

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | z | P> z | Maximum Likelihood-Wert |
|---------|--------------|---------------------------|-----------------|-------|-------|-------------------------|
| AR(1,4) | Konstante | 0,0089 | 0,0022 | 3,98 | 0,000 | 347,9731 |
| | AR1 | 0,2949 | 0,1157 | 2,55 | 0,011 | |
| | AR4 | 0,3618 | 0,0680 | 5,32 | 0,000 | |
| | Std. Abw. d. | 0,0069 | 0,0003 | 25,44 | 0,000 | |
| | Residuums | | | | | |

98 Beobachtungen, Wald-chi2(2)=58,92, Prob > chi2 = 0, Schätzung mit STATA-Software, Optimierung mit BHHH und BFGS, 9 Iterationen.

Tabelle 108 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1,4)-Modells mit Konstante für NPI-Quartalsrenditen, inflationsbereinigt mit CPI-Quartalsrenditen des Zeitraums Jan. 1978 bis Juni 2011

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | z | P> z | Maximum Likelihood-Wert |
|---------|------------------------|---------------------------|-----------------|-------|-------|-------------------------|
| AR(1,4) | Konstante | 0,0099 | 0,0026 | 3,84 | 0,000 | 504,3988 |
| | AR1 | 0,5970 | 0,0911 | 6,55 | 0,000 | |
| | AR4 | 0,1657 | 0,1073 | 1,54 | 0,123 | |
| | Std. Abw. d. Residuums | 0,0056 | 0,0002 | 36,87 | 0,000 | |
| | | | | | | |

134 Beobachtungen, Wald-chi2(2)=155,17, Prob > chi2 = 0, Schätzung mit STATA-Software, Optimierung mit BHHH und BFGS, 9 Iterationen.

Mit der Software R (Schätzverfahren dynlm) werden im NPI-Fall Werte für die Konstante i. H. v. 0,002306 und die AR-Koeffizienten i. H. v. AR1=0,5684, AR4=0,1686 sowie eine Standardabweichung des Residuums i. H. v. 0,005652 errechnet.

Da die kontinuierlichen Renditen der Konsumentenpreisindices tatsächlich Autokorrelation aufweisen, kann angenommen werden, dass die in (57) enthaltene Inflationskomponente in Höhe von

$$\widehat{\varepsilon}_t^{cpi} + \widehat{\phi}_0^{cpi}, \forall t = 5, \dots, T(q) \quad (59)$$

fälschlicherweise korrigiert wurde. Sie ist daher in (57) durch die Renditen des Konsumentenpreisindex zu ersetzen:

$$(\widehat{\varepsilon}_t + \widehat{\phi}_0) - (\widehat{\varepsilon}_t^{cpi} + \widehat{\phi}_0^{cpi}) + cpi_t, \forall t = 5, \dots, T(q) \quad (60)$$

Dieser Schritt wird allerdings weiter verkompliziert, wenn eine Volatilitätsanpassung erfolgen soll, mit anderen Worten, die Volatilität der korrigierten Zeitreihe exogen vorgegeben werden soll. Selbst wenn Vorstellungen über die Volatilität nominaler Renditen auf einem Immobilienmarkt bestehen, ist eine Veränderung der Volatilität der Renditen des Konsumentenpreisindex bzw. der Inflationskomponente der Renditen des Immobilienmarkts nicht einzusehen. Die Volatilitätsanpassung der nominalen Renditen erfolgt daher über eine

Anpassung der realen Renditen. Dazu wird zunächst die entglättete Realkomponente ξ_t aus der Differenz der entglätteten (nominalen) Indexrenditen (57) und ihrer entglätteten Inflationskomponente (59) errechnet:

$$\xi_t = (\widehat{\varepsilon}_t + \widehat{\phi}_0) - (\widehat{\varepsilon}_t^{cpi} + \widehat{\phi}_0^{cpi}), \forall t = 5, \dots, T(q) \quad (61)$$

Für diese ist nun eine Anpassung der Standardabweichung vorzunehmen. Diese Anpassung erfolgt durch Multiplikation der Werte der Zeitreihe ξ_t mit dem Faktor v . Da sich die Volatilitätsannahme auf nominale Renditen bezieht, ist eine Umrechnung vorzunehmen, um den Wert des Faktors v zu erhalten. Für die korrigierten Renditen $r_t^{c[Real]}$ gilt:

$$r_t^{c[Real]} = real_t^c + cpi_t = v \cdot \xi_t + cpi_t, \forall t = 5, \dots, T(q) \quad (62)$$

Da das Korrekturverfahren in besonderer Weise die realen Renditen berücksichtigt, wird es als „Real“ bezeichnet. Die mit ihm korrigierten (nominalen !) Renditen $r_t^{c[Real]}$ werden mit dem oberen Index c[Real] versehen. Für die Beziehung zwischen den Varianzen folgt:

$$\sigma_{r^c}^2 = \sigma_{real^c}^2 + \sigma_{cpi}^2 + 2\sigma_{real^c, cpi} = v^2 \sigma_{\xi}^2 + \sigma_{cpi}^2 + 2 v \sigma_{\xi, cpi} = \overline{\sigma^2} \quad (63)$$

und

- $\sigma_{r^c}^2$ ist die Varianz der korrigierten Indexrenditen bzw. geschätzten Marktrenditen;
- $\sigma_{real^c}^2$ ist die Varianz der geschätzten Realkomponente der Marktrenditen;
- σ_{cpi}^2 ist die Varianz der Renditen des Konsumentenpreisindex;
- $\sigma_{real^c, cpi}$ ist die Kovarianz zwischen den geschätzten realen Marktrenditen und den Renditen des Konsumentenpreisindex;
- σ_{ξ}^2 ist die Varianz der Differenz ξ_t ;
- $\sigma_{\xi, cpi}$ ist die Kovarianz zwischen der Differenz ξ_t und den Renditen eines Konsumentenpreisindex;
- $\overline{\sigma^2}$ ist der vorgegebene Wert für die Varianz der geschätzten Marktrenditen (Beispielsweise soll die Standardabweichung der Marktrenditen von Immobilien der Hälfte der Standardabweichung der Indexrenditen des S&P 500 in Höhe von 7,98 Prozent entsprechen, also gilt: $\overline{\sigma} = 3,99$ Prozent bzw. $\overline{\sigma^2} = 0,001592$);

- v ist ein Multiplikator, dessen Wert so zu bestimmen ist, dass die Gleichung

$$v^2 \sigma_\xi^2 + \sigma_{cpi}^2 + 2 v \sigma_{\xi, cpi} = \overline{\sigma^2} \quad !$$

Umstellen der Bedingung ergibt:

$$v^2 \sigma_\xi^2 + 2 v \sigma_{\xi, cpi} + \sigma_{cpi}^2 - \overline{\sigma^2} = 0 \quad ! \quad (64)$$

und dividieren durch σ_ξ^2

$$v^2 + v \frac{2 \sigma_{\xi, cpi}}{\sigma_\xi^2} + \frac{\sigma_{cpi}^2 - \overline{\sigma^2}}{\sigma_\xi^2} = 0 \quad ! \quad (65)$$

Der Wert des Anpassungsfaktors v kann nun durch Lösen der quadratischen Gleichung bestimmt werden:

$$v_{1/2} = -\frac{\sigma_{\xi, cpi}}{\sigma_\xi^2} \pm \sqrt{\left(\frac{\sigma_{\xi, cpi}}{\sigma_\xi^2}\right)^2 - \frac{\sigma_{cpi}^2 - \overline{\sigma^2}}{\sigma_\xi^2}} \quad (66)$$

Dies entspricht:

$$v_{1/2} = -a \pm \sqrt{a^2 - \frac{b}{c}} \quad (67)$$

mit

- $a = \frac{\sigma_{\xi, cpi}}{\sigma_\xi^2};$
- $b = \sigma_{cpi}^2 - \overline{\sigma^2};$
- $c = \sigma_\xi^2.$

Bedingung ist $\sigma_{r^c}^2 = \overline{\sigma^2}$ und $r_t^c = real_t^c + cpi_t$. Sofern $\overline{\sigma^2} \geq \sigma_{cpi}^2$ angenommen wird, ist

$b \leq 0$. Da Varianzen nicht negativ sind, also $\sigma_\xi^2 \geq 0$ ist, ist auch $-\frac{b}{c} \geq 0$. Da für das Quadrat einer reellen Zahl $a^2 \geq 0$ gilt, ist auch $a^2 - \frac{b}{c} \geq 0$, d. h. die Wurzel positiv. Somit existiert mindestens eine Lösung. Da nur streng positive Werte für den Volatilitätsfaktor sinnvoll sind, d. h. $v > 0$, existiert genau eine sinnvolle Lösung, nämlich

$$v = -\frac{\sigma_{\xi, cpi}}{\sigma_{\xi}^2} + \sqrt{\left(\frac{\sigma_{\xi, cpi}}{\sigma_{\xi}^2}\right)^2 - \frac{\sigma_{cpi}^2 - \overline{\sigma^2}}{\sigma_{\xi}^2}} \quad (68)$$

Unter Verwendung dieses Anpassungsfaktors wird die korrigierte Realkomponente wie folgt errechnet:

$$real_t^{c[Real]} = v \xi_t = v[(\widehat{\varepsilon}_t + \widehat{\phi}_0) - (\widehat{\varepsilon}_t^{cpi} + \widehat{\phi}_0^{cpi})], \forall t = 5, \dots, T(q) \quad (69)$$

Weiterhin werden die nominalen Werte von Marktrenditen wie folgt errechnet:

$$r_t^{c[Real]} = v \xi_t + cpi_t, \forall t = 5, \dots, T(q) \quad (70)$$

Zusammengefasst ergibt sich folgende Beziehung:

$$r_t^{c[Real]} = \left[-\frac{\sigma_{\xi, cpi}}{\sigma_{\xi}^2} + \sqrt{\left(\frac{\sigma_{\xi, cpi}}{\sigma_{\xi}^2}\right)^2 - \frac{\sigma_{cpi}^2 - \overline{\sigma^2}}{\sigma_{\xi}^2}} \right] \cdot [(\widehat{\varepsilon}_t + \widehat{\phi}_0) - (\widehat{\varepsilon}_t^{cpi} + \widehat{\phi}_0^{cpi})] + cpi_t, \quad (71)$$

$$\forall t = 5, \dots, T(q)$$

Dieses Korrekturverfahren wird als Real bzw. Real (exogene Volatilität) bezeichnet. Weiterhin wird eine Variante dieses Verfahrens durchgespielt, bei der die Standardabweichung der korrigierten Renditenreihe nicht exogen vorgegeben wird. Stattdessen wird die Korrektur der Renditenreihe analog zum Verfahren von Blundell und Ward (1987) bzw. Firstenberg et al. (1988) durchgeführt. Dieses Korrekturverfahren wird als Real (endogene Volatilität) bezeichnet. Da die aus der Anwendung des Verfahrens erzielten Ergebnisse unrealistisch sind, werden nur Resultate für Teilstudien vorgestellt.

Sofern keine Autokorrelation in den Renditen des Konsumentenpreisindex vorliegt, wird vorgeschlagen, das Korrekturverfahren von Fisher et al. (1994) – wie oben vorgestellt – auf nominale Renditen des bewertungsbasierten Index anzuwenden. Dieses modifizierte Verfahren wird hier als Fisher, Geltner und Webb (nominal returns)-Verfahren bezeichnet.

5.2.6 Weitere Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren

Aufgrund von Fachgesprächen auf Konferenzen der European Real Estate Society liegt hier die Information vor, dass möglicherweise in der Literatur noch ein weiteres Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren vorgeschlagen wurde. Bei diesem wird nur die signifikante Autokorrelation aus Renditenreihen herausgerechnet. Eine wissenschaftliche Arbeit über ein solches Korrekturverfahren konnte im Rahmen der Recherchen zu der vorliegenden Arbeit jedoch nicht gefunden werden. Hier wird dieser Ansatz verfolgt, indem ein autoregressives Modell mit zeitlichen Verzögerungen um bis zu vier Quartalen für Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität geschätzt wird und die signifikante Autokorrelation herausgerechnet wird. Die weitere Behandlung der Renditenreihe wird analog zum Verfahren von Firstenberg, Ross und Zisler (FRZ) vorgenommen. Aus der Anwendung dieser Methode, hier bezeichnet als „Elimination of significant autocorrelation“, wurden in den eigenen Analysen jedoch sehr unrealistische Ergebnisse erzielt. Auf eine ausführliche Vorstellung der Ergebnisse aus der Anwendung dieses Verfahrens wird daher im Folgenden verzichtet.

5.3 Die Reverse-Engineering-Korrekturverfahren

5.3.1 Annahmen der Reverse-Engineering-Korrekturverfahren

Ergebnisse von Studien mit unterschiedlichen Untersuchungsansätzen zeigen, dass auf einigen Immobilienmärkten nicht unbedingt Informationseffizienz herrscht.¹⁴⁴ Sofern dies zutrifft, können die Renditenreihen der Marktwerte für die entsprechenden Märkte sehr wohl autokorreliert sein. Reverse-Engineering-Korrekturverfahren erfordern nicht, ex-ante die Annahme eines informationseffizienten Markts zu treffen.¹⁴⁵ Bei der Konstruktion der Reverse-Engineering-Korrekturverfahren wird versucht, eine Beziehung zwischen den Gutachter-Schätzwerten (bzw. Werten eines bewertungsbasierten Index) und Marktwerten von Immobilien (bzw. Gesamtmärkten) herzustellen. Diese Beziehung wird über die Struktur der kombinierten Einflüsse der Bewertungsphänomene unterschiedlicher Arten auf die

¹⁴⁴ Geltner (1993b, S. 326) gibt folgende Übersicht: „[...] *unsecuritized property markets may not be informationally efficient, and may have returns series that are somewhat predictable. Findings by Case and Shiller (1989, 1990) regarding returns to single-family homes show considerable evidence of inertia and predictability in the returns to that type of property in several U.S. cities during the 1970s and early 1980s. Regarding commercial properties, conventional wisdom has long held that real estate values are cyclical, tending to follow a long cycle of approximately a decade in duration (see Pyhrr et al., 1989; Wheaton, 1987; among others). Recent studies by Giliberto (1990) and Gyourko and Keim (1992) have found evidence that REIT returns in the U.S. stock markets predict unsecuritized returns to commercial properties traded in private markets, a finding that may cast doubt on the notion of semi-strong form efficiency in the private property markets. Hendershott and Kane (1992) have also suggested that the long fall in commercial property values that has occurred since the mid-1980s was (or should have been) predictable.*“

Vgl. auch Barkham und Geltner (1994, S. 81-95).

Bezüglich verschiedener Untersuchungsansätze schreiben Barkham und Geltner (1996, S. 41): „*One way of gauging the informational efficiency of a market is to assess the extent to which returns in that market are predictable on the basis of returns in another market. This might be termed the ‘price discovery’ approach to market efficiency. This paper demonstrates that, to a certain extent, returns in the housing market are anticipated by returns to certain securities on the UK stock market up to 2 years in advance. This finding suggests that the UK housing market is not semi-strong form efficient with the implication that there is the potential for sub-optimal allocation of resources in the UK housing market.*“

Vgl. auch Clayton (1998, S. 41): „*The empirical results provide strong evidence against market efficiency. A number of instruments, including lagged annual returns and a measure of the deviation of price from fundamental or intrinsic value, to some extent predict future returns.*“

¹⁴⁵ Vgl. Geltner (1993b).

Schätzwerte für einzelne Immobilien bzw. Indexwerte hergestellt. Dieses Modell wird dann umgekehrt und als Korrekturvorschrift auf die Renditen bewertungsbasierter Indices angewendet. Die korrigierten Renditen des bewertungsbasierten Index sollen den Marktrenditen entsprechen.

Hier wird die Ansicht vertreten, dass die Darstellung der Beziehung zwischen den Schätzwerten und den Marktwerten einer einzelnen Immobilie plausibel erscheint. Jedoch werden Effekte möglicherweise nicht in einem erforderlichen Ausmaß durch die Korrekturverfahren berücksichtigt, die bei der Querschnittsaggregation von Einzelzeitreihen zur Berechnung eines Index entstehen. In der jüngeren Vergangenheit haben Bond und Hwang (2007) ein Korrekturverfahren entwickelt, das diese Effekte angeblich genau erfasst. Im Folgenden werden jedoch zunächst die Reverse-Engineering-Korrekturverfahren vorgestellt.

5.3.2 Das Reverse-Engineering-Korrekturverfahren von Geltner (1993)

Geltner (1993b) verweist auf Case und Shiller (1989, 1990), die Hinweise dafür gefunden haben, dass Renditen für Einfamilienhäuser auf unterschiedlich abgegrenzten Märkten der USA prognostizierbar sind. Sofern dies zutrifft, erfolgt eine effiziente Informationsverarbeitung auf diesen Märkten nicht, und die Anwendung von Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren auf die Renditen der Indices für diese Märkte ist nicht geeignet. Geltner (1993b) hat daher ein Reverse-Engineering-Korrekturverfahren zur Anwendung auf die Wertänderungsrenditen des Russell-NCREIF-Index (RNI) und des Evaluation Associates Index (EAI) entwickelt.¹⁴⁶ Beide Indices beziehen sich auf den U.S.-amerikanischen Markt für Gewerbeimmobilien (Vgl. Geltner 1993b, S. 325). Obwohl die Zeitreihenwerte beider Indices in vierteljährlicher Periodizität fortgeschrieben wurden, entwickelte Geltner (1993b, S. 340) ein Korrekturverfahren zur Anwendung auf jährliche Renditen. Die jährlichen Renditen berechnete er aus den Indexwerten für die Endzeitpunkte aufeinander folgender vierter Quartale (Vgl. Geltner 1993b, S. 327). Dementsprechend erhält er aus der Anwendung seines Korrekturverfahrens auch Indices in jährlicher Periodizität für den Zeitraum Ende 1978 bis Ende 1991 für den RNI und Ende 1969 bis Ende 1991 für den EAI (Vgl. Geltner 1993b, S. 343).

¹⁴⁶ Vgl. Geltner (1993, S. 343, Endnote 1): „*The former is published by the Frank Russell Company of Tacoma, Washington for the National Association of Real Estate Investment Fiduciaries (NCREIF). The latter is published by Evaluation Associates Incorporated of Norwalk, Connecticut.*”

Die Korrektur jährlicher Renditen begründet Geltner (1993b, S. 326) damit, dass nicht alle Immobilien, deren Werte in die Berechnung des RNI einfließen, jedes Quartal erneut bewertet werden. Geltner (1993b, S. 326) unterstellt, dass stattdessen jede Immobilie nur einmal jährlich erneut bewertet wird. Geltner (1993b, S. 325 u. 327) berücksichtigt nach eigenen Angaben mit seinem Korrekturverfahren die Auswirkungen des Appraisal-Smoothing, der zeitlichen Aggregation und der Saisonalität in den Bewertungen auf eine Zeitreihe. Er vertritt die Ansicht, dass diese Phänomene besser in Renditenreihen jährlicher Periodizität behandelt werden können (Vgl. Geltner 1993b, S. 327). Geltner (1993b, S. 333 u. 337) wendet nach eigenen Angaben sein Korrekturverfahren auf reale Renditen der bewertungsbasierten Indices an und addiert dann Renditen einer Inflationskomponente. Er begründet die Anwendung seines Korrekturverfahrens auf reale Renditen aber nicht. Ebenso geht er nicht darauf ein, wie er die „realen“ Renditen aus den nominalen Renditen eines Index überhaupt erhält. Hier wird daher angenommen, dass er einfach die Renditen eines Konsumentenpreisindex von den Renditen des bewertungsbasierten Index subtrahiert. In Abschnitt 5.2.5 wurde aber darauf hingewiesen, dass auch die Inflationskomponente eines bewertungsbasierten Index durch die Bewertungsphänomene verändert wird. Die realen Renditen werden daher von Geltner (1993b) falsch errechnet. Aufgrund dieser Kritik wird vorgeschlagen, den Kern des Korrekturverfahrens von Geltner (1993b) auf nominale Renditen eines bewertungsbasierten Index anzuwenden und nicht auf reale Renditen. Für die vorliegende Arbeit wird das Korrekturverfahren sowohl auf nominale Renditen als auch wie bei Geltner (1993b) auf reale Renditen angewandt. Aus der Beschreibung der Konstruktionsweise seines Korrekturverfahrens ist ersichtlich, dass Geltner (1993b, S. 340) mit kontinuierlichen Renditen arbeitet.¹⁴⁷ Auf eine Wiedergabe der Herleitung des Korrekturverfahrens von Geltner (1993b, S. 328 ff.) wird verzichtet.

¹⁴⁷ Aus den in Geltner (1993, S. 340) dargestellten Beziehungen (A1a) bis (A2d) ist ersichtlich, dass er Renditen durch Bildung von Differenzen zwischen Immobilienwerten errechnet. Also arbeitet er mit kontinuierlichen Renditen.

Aus den inflationsbereinigten Indexrenditen $real_t$ werden die nach dem Verfahren von Geltner (1993b) korrigierten Renditen $r_t^{c[G]}$ wie folgt errechnet:

$$r_t^{c[G]} = \frac{real_t - (1 - a^\circ) \cdot real_{t-1}}{a^\circ} + cpi_t, \forall t = 2, \dots, T(a) \quad (72)$$

mit

- dem Parameter a , dessen optimaler Wert a° zu berechnen ist.

Dabei werden die realen Renditen aus den nominalen Renditen wieder gemäß (46) errechnet. Sofern das Korrekturverfahren – wie aufgrund der oben genannten Kritik vorgeschlagen – auf nominale Renditen angewandt wird, folgt:

$$r_t^{c[G,nom.]} = \frac{r_t - (1 - a^\circ) \cdot r_{t-1}}{a^\circ}, \forall t = 2, \dots, T(a) \quad (73)$$

Dabei wird der optimale Wert a° des Parameters a bei Vorgabe der Werte der Parameter α (das dem in der Untersuchung bezeichneten Gutachter-alpha α entspricht) und f aus den Gleichungen (2) und (3) in Geltner (1993, S. 329) errechnet:

$$a^\circ - \frac{\alpha}{2} \cdot (2 - 3f) + \sum_{t=1}^{T(q)-1} a^\circ \cdot (1 - a^\circ)^t - \frac{\alpha}{2} \cdot (2 - 2\alpha + 3\alpha f) \cdot (1 - \alpha)^{t-1} = 0 \quad (74)$$

Im Rahmen der Berechnungen für die Untersuchung wird der optimale Wert a° durch folgende Optimierung erhalten:

$$a^\circ = \min_a \left| a - \frac{\alpha}{2} \cdot (2 - 3f) + \sum_{t=1}^{T(q)-1} a \cdot (1 - a)^t - \frac{\alpha}{2} \cdot (2 - 2\alpha + 3\alpha f) \cdot (1 - \alpha)^{t-1} \right| \quad (75)$$

Dabei entspricht der Wert von f dem Anteil der für die Berechnung eines Index verwendeten Immobilien, die in jedem der drei ersten Jahresquartale über den Durchschnitt der Jahre der Indexberechnung neu bewertet wurden. Der Parameter α spiegelt den (durchschnittlichen) Wert des Gutachter-alphas auf der Ebene der Bewertung einer einzelnen Immobilie wider.

Geltner (1993, S. 331) behauptet, dass der optimale Wert $a^\circ = opt(a)$ zur Korrektur der Renditen der Indices RNI bzw. EAI $a^\circ = 0,4$ ist, wenn angenommen werden kann, dass $\alpha = 0,5$ und $f = 0,15$ sind.

Der Wert des Parameters α ist gleich eins, wenn das Appraisal-Smoothing nicht vorliegt.

Wenn $f = 1/4$ ist, liegt keine Saisonalität in den Bewertungen von Immobilien vor. In diesem Fall führt aber immer noch das als „veraltete Bewertungen“ bezeichnete Phänomen zu einer Veränderung von Zeitreihenwerten, wie Geltner (1993b) behauptet: „[...] *then we would observe the ‘pure’ effect of temporal aggregation in the annual returns (the fact that properties are reappraised only once per year staggered at the ends of the four calendar quarters)*“

Geltner (1993b, S. 331) beschreibt folgende Vorgehensweise zur Bestimmung des Werts des Parameters f : „*The fact that the fourth-quarter mean is nearly 3.5 times greater than the quarterly mean for the other quarters during this period suggests that some 3.5 times more properties are typically appraised during the fourth quarter than each of the other quarter. This suggests that we apply a value of $f = .15$ in equation (2). This would imply that effectively 55% of all properties are reappraised during the fourth calendar quarter.*“

Für die Bestimmung des Werts des Parameters α orientiert sich Geltner (1993b, S. 331) an Ergebnissen aus früheren Studien und stellt fest: „*Furthermore, there is a strong argument that for annual reappraisals the ‘rational’ or ‘optimal’ level for α , according to formula (1c) described previously, is near $\alpha = (1/2)$.*“

Für die Studie wird das Korrekturverfahren von Geltner (1993b) auf die Renditen sowohl des IPD UK Monthly Capital Index als auch des NCREIF Appreciation Index in jährlicher Periodizität angewendet. Da der IPD in monatlicher Periodizität vorliegt, werden jährliche Renditen aus den Dezember-Indexwerten aufeinander folgender Jahre errechnet. Für den Quartalsindex NPI werden jährliche Renditen aus den Indexwerten für aufeinander folgende vierte Quartale errechnet.

Da Geltner (1993b) sein Verfahren für die Korrektur von jährlichen Renditen entwickelt hat, ist für diese Periodizität auch der Wert des Parameters α zu bestimmen. Für diese Studie liegen jedoch keine genauen Informationen über den Wert des Parameters α vor. Da die Immobilien, deren Werte in die Berechnung des IPD-Index einfließen, monatlich neu bewertet werden, gibt es eigentlich auch nur ein α auf der Ebene von Monatsdaten.¹⁴⁸

¹⁴⁸ Genau genommen ist das durchschnittliche Gutachter-alpha α gemeint, das über die Zeit und Immobilien variieren kann.

Sofern für die IPD-Renditen in Studien ein α auf der Ebene von Jahresdaten angegeben wird, handelt es sich eigentlich um ein „annualisiertes“ α .

Hier wird zur Korrektur der Renditen des IPD UK Monthly Capital Index ein Wert des Parameters f in Höhe von null angenommen, da das Phänomen der veralteten Bewertungen bzw. die von Geltner als zeitliche Aggregation beschriebenen Phänomene nicht den Index verändern. Dieser Wert wird sowohl für die Korrektur nominaler (modifiziertes Verfahren) als auch realer Renditen eines Index angewendet. Bezüglich des Gutachter-alphas wird dem Vorschlag von Geltner (1993b, S. 331) gefolgt, den Wert 0,5 zu verwenden. Dementsprechend wird für das optimale a ein Wert in Höhe von 0,5 errechnet. Daher ist zur Korrektur der Renditen die Variante (2b) des Modells von Geltner (1993b) zu wählen.

Zur Schätzung des Werts des Parameters f für die Korrektur der NPI-Renditen wird dem Vorschlag von Geltner (1993, S. 331) gefolgt.¹⁴⁹ Aus der für die Studie zur Verfügung stehenden NPI-Zeitreihe wird für den gesamten Zeitraum für die nominalen Renditen $f=0,2712$ und für die realen Renditen $f=0,2183$ geschätzt. Für das Gutachter-alpha wird wieder $\alpha = 0,5$ angenommen. Daraus wird für die Korrektur der nominalen Renditen ein Wert für das optimale a in Höhe von 0,3929 errechnet und für die realen Renditen in Höhe von 0,4155.

Es zeigt sich, dass die korrigierten Renditen keine signifikante Autokorrelation enthalten (siehe die folgenden Tabellen). Sollten die korrigierten Renditen tatsächlich denen der Marktwerte auf den Märkten UK und USA entsprechen, würde dies indizieren, dass auf diesen Märkten für Gewerbeimmobilien Informationseffizienz herrscht.

¹⁴⁹ Über den Zeitraum vom 1. Quartal 1978 bis zum 4. Quartal 2007 beträgt der Mittelwert der nominalen (bzw. „realen“, d. h. nominalen Renditen eines bewertungsbasierten Index abzüglich des Renditenwerts eines Konsumentenpreisindex) NCREIF-Quartalsrenditen der ersten drei Jahresquartale 0,5061 Prozent (bzw. -0,6985 Prozent) und über die vierten Jahresquartale 0,8543 Prozent (bzw. 0,4064 Prozent). Die mittleren Quartalsrenditen der vierten Jahresquartale sind über den Untersuchungszeitraum der vorliegenden Studie also 1,6879 (bzw. -0,5818) mal so hoch wie die mittleren Quartalsrenditen der ersten drei Jahresquartale. Daraus wird für den Parameter f ein Wert in Höhe von 0,2712 (bzw. 0,2183) errechnet. Dann wird bei einem Wert des Parameters a in Höhe von 0,3929 (bzw. 0,4155) eine minimale Differenz zwischen den sog. „Transferkoeffizienten“ in Geltner (1993, S. 329) (2) und (3) errechnet.

Tabelle 109 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1)-Modells mit Konstante für die mit dem Verfahren von Geltner korrigierten realen IPD-Renditen in jährlicher Periodizität des Zeitraums 1988 bis 2010

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | z | P> z | Maximum Likelihood-Wert |
|--------|--------------|---------------------------|-----------------|-------|-------|-------------------------|
| AR(1) | Konstante | -0,0207 | 0,1056 | -0,20 | 0,845 | -4,3603 |
| | AR1 | 0,2699 | 0,1970 | 1,37 | 0,171 | |
| | Std. Abw. d. | 0,2920 | 0,0474 | 6,16 | 0,000 | |
| | Residuums | | | | | |

23 Beobachtungen, Wald-chi2(1)=1,88, Prob > chi2 = 0,1707, Schätzung mit STATA-Software, Optimierung mit BHHH und BFGS, 7 Iterationen.

Tabelle 110 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1)-Modells mit Konstante für die mit dem Verfahren von Geltner korrigierten nominalen IPD-Renditen in jährlicher Periodizität des Zeitraums 1988 bis 2010

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | z | P> z | Maximum Likelihood-Wert |
|--------|--------------|---------------------------|-----------------|------|-------|-------------------------|
| AR(1) | Konstante | 0,0152 | 0,0587 | 0,26 | 0,796 | 5,2209 |
| | AR1 | 0,1534 | 0,1867 | 0,82 | 0,411 | |
| | Std. Abw. d. | 0,1927 | 0,0308 | 6,27 | 0,000 | |
| | Residuums | | | | | |

23 Beobachtungen, Wald-chi2(1)=0,67, Prob > chi2 = 0,4113, Schätzung mit STATA-Software, Optimierung mit BHHH und BFGS, 8 Iterationen.

Tabelle 111 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1)-Modells mit Konstante für die mit dem Verfahren von Geltner korrigierten realen NPI-Renditen in jährlicher Periodizität des Zeitraums 1979 bis 2010

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | z | P> z | Maximum Likelihood-Wert |
|--------|--------------|---------------------------|-----------------|-------|-------|-------------------------|
| AR(1) | Konstante | 0,0253 | 0,0337 | 0,75 | 0,454 | 32,31285 |
| | AR1 | 0,2929 | 0,2726 | 1,07 | 0,283 | |
| | Std. Abw. d. | 0,0880 | 0,0082 | 10,70 | 0,000 | |
| | Residuums | | | | | |

32 Beobachtungen, Wald-chi2(1)=1,15, Prob > chi2 = 0,2827, Schätzung mit STATA-Software, Optimierung mit BHHH und BFGS, 9 Iterationen.

Tabelle 112 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1)-Modells mit Konstante für die mit dem Verfahren von Geltner korrigierten nominalen NPI-Renditen in jährlicher Periodizität des Zeitraums 1979 bis 2010

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | z | P> z | Maximum Likelihood-Wert |
|--------|--------------|---------------------------|-----------------|-------|-------|-------------------------|
| AR(1) | Konstante | 0,0066 | 0,0242 | 0,27 | 0,786 | 32,18594 |
| | AR1 | 0,1421 | 0,3865 | 0,37 | 0,713 | |
| | Std. Abw. d. | 0,0885 | 0,0076 | 11,66 | 0,000 | |
| | Residuums | | | | | |

32 Beobachtungen, Wald-chi2(1)=0,14, Prob > chi2 = 0,7131, Schätzung mit STATA-Software, Optimierung mit BHHH und BFGS, 9 Iterationen.

Bezüglich der Eignung des Korrekturverfahrens von Geltner (1993b) zur Korrektur von Renditenreihen bewertungsbasierter Indices werden mehrere Kritikpunkte ausgemacht:

Zum einen trifft die Behauptung von Geltner (1993b), dass alle Immobilien genau einmal pro Jahr erneut bewertet werden, nicht unbedingt auf die NPI-Immobilien zu. Zum anderen unterstellt Geltner (1993b, S. 340), dass das Jahresquartal der Neubewertung einer Immobilie über die Jahre der Indexberechnung beibehalten wird. Dies trifft ebenfalls nicht zu (siehe Abschnitt 3.2). Geltner (1993b) schlägt vor, sein Korrekturverfahren auf reale Renditen anzuwenden. Dies begründet er nicht. Hier wird vorgeschlagen, das Korrektur-

verfahren auf nominale Renditen anzuwenden, sofern angenommen werden kann, dass in Bewertungsprozessen von Immobilien nominale Größen verarbeitet werden. Hier wird angenommen, dass Gutachter Bewertungen von Immobilien in nominalen und nicht realen Größen vornehmen. Ebenso fließen in die Berechnungen von Indexwerten nominale Größen ein, d. h., strukturelle Fehler bei der Indexberechnung passieren in nominalen Größen. Daraus folgt, dass sich auch das Reverse-Engineering-Korrekturverfahren auf nominale Renditen beziehen sollte. Für die Berechnungen realer Renditen aus den durch die Bewertungsphänomene veränderten nominalen Renditen wird von Geltner (1993b) ebenso wie von Fisher et al. (1994) kein Vorschlag unterbreitet.

Bezüglich des Gutachter-alpha α ist für die Anwendung des Korrekturverfahrens ein plausibler Wert anzunehmen. Geltner (1993b, S. 331) stellt auch Überlegungen an über einen bei Bewertungsprozessen optimal verwendeten Wert des Gutachter-alpha. Es sei jedoch angemerkt, dass ein optimaler Wert des Gutachter-alpha nicht unbedingt den in Bewertungsprozessen tatsächlich verwendeten (durchschnittlichen) Werten des Gutachter-alpha entsprechen muss. Wünschenswert wäre außerdem, ein Korrekturverfahren zu erhalten, aus dem Modell-endogen der Wert des latenten Gutachter-alpha geschätzt werden kann. Geltner (1993b) kann jedoch nur einen grob geschätzten Wert für den Parameter α annehmen. Dafür ist es dann allerdings auch verhältnismäßig, dass er die in seiner Arbeit zunächst angegebene und eher komplexe Beziehung zwischen den Marktrenditen und Indexrenditen auf eine einfache Gleichung zu reduzieren vermag. Schließlich haben die von Geltner (1993b, S. 343) erzielten Ergebnisse doch eine gewisse Aussagekraft, da die von ihm errechneten korrigierten Indices für unterschiedliche Parameterwerte (a bzw. α) einen sehr ähnlichen Verlauf aufweisen.

5.3.3 Das Reverse-Engineering-Korrekturverfahren von Barkham und Geltner (1994)

Barkham und Geltner (1994, S. 81) haben ein Reverse-Engineering-Korrekturverfahren für den Jones Lang Wootton Index of Capital Values für den Britischen Markt von Gewerbeimmobilien entwickelt. Wie Geltner (1993b) wenden Barkham und Geltner (1994, S. 86) ihr Korrekturverfahren auf Renditenreihen in jährlicher Periodizität an: *„The desire to work with annual returns is motivated in part by the availability of annual return data farther back in time. It is also a convenient way to eliminate most of the temporal aggregation*

smoothing caused purely by the aggregation of individual valuations within the index.” Außerdem schreiben Barkham und Geltner (1994, S. 86): *„This reduction of frequency in the returns series eliminates most of the smoothing effect caused purely by the aggregation within the index of properties valued at various times during the quarter, as described by Brown (1985) and Geltner (1993b).”* Anders als bei Geltner (1993b) wird in Barkham und Geltner (1994) kein Hinweis darauf gefunden, dass das Korrekturverfahren auf reale Renditen angewendet werden soll. Hier wird daher vermutet, dass die Korrektur sinnvollerweise an nominalen Indexrenditen durchgeführt wird. Barkham und Geltner (1994, S. 86) arbeiten in ihrer Studie mit kontinuierlichen Renditen: *„It is mathematically convenient to work with additive returns rather than multiplicative. Or, we may think of the values as being in logs. In any event, this simplification does not materially affect our quantitative results.”*

Die folgenden Ausführungen von Barkham und Geltner (1994, S. 82) zeigen, dass sie in ihre Überlegungen bei der Entwicklung ihres Korrekturverfahrens neben dem Phänomen des Appraisal Smoothing auch das Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen berücksichtigen: *„The source of index smoothing is twofold. First, it may result from temporal aggregation. If the returns for a particular month are based on valuations which are carried out at different times during that month, then some smoothing will result from this in a monthly return index. Second, and more fundamentally, smoothing results from the way in which valuers arrive at their individual property valuations.”* Jedoch werden die Auswirkungen des Phänomens der nicht-synchronen Bewertungen auf eine Zeitreihe von Indexrenditen nicht explizit modelliert. Sie wenden ihr Korrekturverfahren jedoch auf eine Zeitreihe von Renditen in jährlicher Periodizität an, in der wahrscheinlich die Auswirkungen beider Phänomene auf die Zeitreiheneigenschaften reduziert sind.¹⁵⁰

Barkham und Geltner (1994) zeigen zunächst eine eher komplexe Beziehung zwischen den Indexrenditen r_t^* und den Marktrenditen r_t auf, die sie dann auf eine einfache Gleichung reduzieren:

¹⁵⁰ Die Ausführungen von Barkham und Geltner (1994) lassen vermuten, dass Werte des von ihnen analysierten Britischen Index in geringerer als der jährlichen Periodizität fortgeschrieben wurden. Hier wird vermutet, dass Werte dieses Index in der vierteljährlichen Periodizität veröffentlicht werden.

$$r_t^{c[BG]} = \frac{r_t - (1 - a) \cdot r_{t-1}}{a}, \forall t = 2, \dots, T(a) \quad (76)$$

Über die Findung eines geeigneten Werts für den Parameter a schreiben Barkham und Geltner (1994, S. 89): „*The unsmoothing parameter ‘a’ could be selected by minimizing the sum of squared differences between the coefficients in Equation 12 vs Equation 11, as suggested by Geltner (1993[b]). However, this would seem to be ‘overkill’ in the present context, given the ‘softness’ of any specific estimate of the value of α in Equation 11, and indeed the approximate nature of the mathematical form of Equation 4 which underlies the analysis.*“ Weiterhin schreiben Barkham und Geltner (1994, S. 87) über die Auswahl eines geeigneten Werts für den Parameter a : „*For example, if $\alpha=1/2$, then $a=3/4$ will enable Equation 12 to closely mimic Equation 11, and if $\alpha=1/4$ then $a=1/2$ will work very well [...]*“ Hier werden insbesondere Werte für das Gutachter-alpha in Höhe von $\alpha = 3/8$ und $\alpha = 1/2$ für plausibel gehalten.¹⁵¹ Für die Korrektur der IPD-Renditenreihe werden daher die zu diesen Werten von Gutachter-alpha passenden Parameterwerte in Höhe von $a = 5/8$ und $a = 3/4$ gewählt. Darüber hinaus wird in der vorliegenden Studie für $a = 1/2$ die gleiche Korrekturvorschrift wie beim Korrekturverfahren von Geltner (1993b) erhalten. Da bei der Modellierung des Korrekturverfahrens nicht das die NPI-Zeitreihe verändernde Phänomen der veralteten Bewertungen berücksichtigt wurde, ist das Korrekturverfahren auch nicht zur Anwendung auf die NPI-Renditenreihe geeignet.

Es soll wieder die Frage beantwortet werden, ob die aus der Anwendung des Verfahrens erhaltenen Renditen auf Effizienz in der Verarbeitung von Informationen auf dem UK-Markt für Gewerbeimmobilien hindeuten. Hierzu werden die folgenden Schätzergebnisse berücksichtigt:

¹⁵¹ Vgl. die Ausführungen in Abschnitt 3.3 über das Gutachter-alpha.

Tabelle 113 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1)-Modells mit Konstante für die mit dem Verfahren von Barkham und Geltner ($\alpha=5/8$) korrigierten IPD-Renditen in jährlicher Periodizität des Zeitraums 1988 bis 2010

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | z | P> z | Maximum Likelihood-Wert |
|--------|--------------|---------------------------|-----------------|------|-------|-------------------------|
| AR(1) | Konstante | 0,0165 | 0,0477 | 0,35 | 0,730 | 10,64716 |
| | AR1 | 0,2147 | 0,1944 | 1,10 | 0,270 | |
| | Std. Abw. d. | 0,1522 | 0,0240 | 6,34 | 0,000 | |
| | Residuums | | | | | |

23 Beobachtungen, Wald-chi2(1)=1,22, Prob > chi2 = 0,2695, Schätzung mit STATA-Software, Optimierung mit BHHH und BFGS, 9 Iterationen.

Tabelle 114 Ergebnisse der Schätzung eines AR(1)-Modells mit Konstante für die mit dem Verfahren von Barkham und Geltner ($\alpha=3/4$) korrigierten IPD-Renditen in jährlicher Periodizität des Zeitraums 1988 bis 2010

| Modell | Parameter | Koeffizienten-Schätzungen | Standard Fehler | z | P> z | Maximum Likelihood-Wert |
|--------|--------------|---------------------------|-----------------|------|-------|-------------------------|
| AR(1) | Konstante | 0,0178 | 0,0417 | 0,43 | 0,669 | 14,83408 |
| | AR1 | 0,2848 | 0,2032 | 1,40 | 0,161 | |
| | Std. Abw. d. | 0,1267 | 0,0197 | 6,43 | 0,000 | |
| | Residuums | | | | | |

23 Beobachtungen, Wald-chi2(1)=1,96, Prob > chi2 = 0,1612, Schätzung mit STATA-Software, Optimierung mit BHHH und BFGS, 9 Iterationen.

Die Hypothese der effizienten Informationsverarbeitung auf dem UK-Markt kann somit nicht widerlegt werden.¹⁵²

¹⁵² Die hier vorgestellten Ergebnisse bestätigen damit folgende Aussage von Barkham und Geltner (1994, S. 90) über die Informationseffizienz auf dem UK-Markt: „*Thus, while we have not in this study assumed that property returns are uncorrelated across time, we do obtain results that are at least fairly consistent with such an assumption, at least if one is speaking of annual frequency inflation-adjusted returns. This finding, consistent with ‘weak-form’ informational efficiency in the property market, is good news for prior studies of British property returns which have employed this assumption. This finding also provides an interesting contrast to*

5.4 Das mathematisch/ökonometrische Korrekturverfahren von Bond und Hwang (2005, 2007)

Die Vorgänger von Bond und Hwang (2007) haben bei der Konstruktion von Korrekturverfahren teilweise zumindest implizit unterstellt, dass das Glättungsniveau in den Renditen eines Index für einen Gesamtmarkt dem Durchschnitt der Glättungsniveaus in den Renditen der Zeitreihen für die einzelnen Immobilien entspricht, aus denen der Index errechnet wird.¹⁵³ Diese Annahme könnte nach Ansicht von Bond und Hwang (2007, S. 373) zu einer ernsthaften Überschätzung („serious upward bias“) des tatsächlichen durchschnittlichen Glättungsniveaus ϕ_{si} in den Renditen der Zeitreihen für einzelne Immobilien führen.¹⁵⁴ Bond und Hwang (2007, S. 361) unterstützen diese Behauptung mit einem Verweis auf Gourieroux und Monfort (1997, S. 444). Bond und Hwang (2007, S. 361) schreiben: *„For $0 < \phi_{si} < 1 \forall i$, the aggregated process, r_{mt} , is more smooth than the average smoothing level of the individual assets.“* Bond und Hwang (2007, S. 362) fügen hinzu: *„[An] appraisal-based index which is constructed by cross-sectionally aggregating individual appraisals would show a higher persistence than the average smoothing level of individual assets.“* Weiterhin schreiben Bond und Hwang (2007, S. 361): *„The conventional assumption that the smoothing level estimated from an appraisal-based index represents the average smoothing level of individual properties is appropriate only when all individual properties have the same smoothing level. [...] Under this assumption an AR(1) process can be used to unsmooth the index. However, the smoothing levels of individual properties are not same. Bond, Hwang and Marcato (2006) report that the $\hat{\phi}_{si}$ s have a large standard deviation, that is, 0.6, from more than 2,000 individual properties in the IPD index.“*

findings in the United States, which suggest the opposite conclusion for American property returns (see Geltner, 1993[b]).“

¹⁵³ Beispielsweise gehen Barkham und Geltner (1994) von dieser Annahme aus.

Edelstein und Quan (2005) führen eine empirische Untersuchung über die Beziehung zwischen den Glättungseffekten in Einzel- und Indices durch. Edelstein und Quan (2005, S. 5) schreiben: *„To the best of our knowledge, no one has statistically modeled and quantified the effects of aggregation errors upon real estate rates of return indexes.“*

¹⁵⁴ Bond und Hwang (2007) verwenden die Notation ϕ_{si} für das Glättungsniveau und i ist ein Laufindex für die einzelnen Anlagen.

Bond und Hwang (2007, S. 381) berücksichtigen bei der Entwicklung ihres Korrekturverfahrens die Phänomene des Appraisal-Smoothing und der nicht-synchronen Bewertungen. Dabei unterstellen sie über die Immobilien und die Zeit unabhängig und identisch betaverteilte Glättungsfaktoren. Darüber hinaus berücksichtigen sie die Effekte der Querschnittsaggregation von Renditenreihen für einzelne Anlagen bei der Berechnung eines Index für einen Gesamtmarkt. Bond und Hwang (2007) behaupten, dass das durchschnittliche Glättungsniveau in den Renditenreihen für einzelne Immobilien durch den Parameter der fraktionalen Integration d eines ARFIMA(p,d,q)-Modells geschätzt werden kann.¹⁵⁵ Der Einfluss des Phänomens der nicht-synchronen Bewertungen auf die Renditenreihe eines bewertungsbasierten Index wird durch die Moving Average-Komponente erfasst. Der AR-Term soll die Persistenz in der Entwicklung der Renditen der allen Immobilien eines Markts gemeinsam zugrunde liegenden Marktkomponente, d. h. die Trägheit in der Informationsverarbeitung auf einem Immobilienmarkt, widerspiegeln. Sofern ein Analyst ex-ante die Annahme trifft, dass auf dem betreffenden Markt Informationseffizienz herrscht, würde er ein ARFIMA(0, d ,1)-Modell für die Indexrenditenreihe schätzen.¹⁵⁶ Sofern die Möglichkeit fehlender Informationseffizienz auf einem Markt in Betracht gezogen wird, kann ein ARFIMA(1, d ,1)-Modell geschätzt werden. Außerdem können weitere autoregressive Terme in das Regressionsmodell aufgenommen werden. Bei Quartalsdaten werden häufig AR-Terme für zeitliche Verzögerungen um bis zu vier Perioden in ein AR-Modell aufgenommen. Im empirischen Teil ihrer Studie ziehen Bond und Hwang (2007) die Möglichkeit in Betracht, dass die von ihnen analysierten Indices Wertentwicklungen sowohl auf informationseffizienten Märkten als auch auf nicht informationseffizienten Märkten repräsentieren könnten. Nach einer Analyse der Autokorrelationsstruktur der aus den Schätzungen von ARFIMA(0, d ,1)- und ARFIMA(1, d ,1)-Modellen errechneten Residuen und unter Berücksichtigung weiterer Modellauswahlkriterien wie dem Maximum Likelihood-Wert und den Akaike- und Bayes-Informationskriterien schätzen Bond und Hwang (2007, S. 370 ff.) weitere Modellvarianten.

¹⁵⁵ Vgl. auch Bond et al. (2005) sowie Bond et al. (2006).

¹⁵⁶ Vgl. Banerjee und Hendry (1992) für eine Definition der Begriffe Stationarität, Integration und Kointegration sowie einer Übersicht zu Tests auf Integration und Kointegration. Vgl. Hosking (1981) zur fraktionalen Differenzierung von Zeitreihen sowie Cheung und Diebold (1994) zur Schätzung des Parameters der fraktionalen Integration mit dem Maximum Likelihood-Verfahren.

Sie schätzen ein ARFIMA-Modell für die in monatlicher Periodizität vorliegenden IPD UK Monthly Capital Index-Renditen und nehmen dafür einen AR3-Term auf. In das ARFIMA-Modell für die in vierteljährlicher Periodizität vorliegenden Renditen des NCREIF Appreciation Index nehmen sie einen AR4-Term auf. Dadurch sollen saisonale Effekte erfasst werden, die möglicherweise in der Marktkomponente der Renditen vorhanden sind.

Bond und Hwang (2007, S. 368) wenden ihr Korrekturverfahren auf eine Zeitreihe von 104 kontinuierlichen Quartalsrenditen des NCREIF Appreciation Index für den Zeitraum vom 1. Quartal 1978 bis zum 4. Quartal 2003 an. Außerdem wenden sie ihr Korrekturverfahren auf eine Zeitreihe von 192 kontinuierlichen Monatsrenditen des IPD UK Monthly Capital Index für den Zeitraum vom Januar 1988 bis zum Dezember 2003 an.

Die Schätzergebnisse von Bond und Hwang (2007, S. 371) für die NCREIF- und IPD-Indexrenditen werden im Folgenden noch einmal vorgestellt:¹⁵⁷

¹⁵⁷ Bond und Hwang (2007, S. 371 f.) schätzen weitere ARMA-Modelle ohne fraktional integrierten Parameter. Diese Ergebnisse werden hier nicht vorgestellt. Das Akaike-Informationskriterium (AIC) sowie das Bayes-Informationskriterium (BIC) werden hier wie in der Originalstudie ebenfalls ausgewiesen. Für die vorliegende Untersuchung werden diese Kriterien nicht berücksichtigt.

Tabelle 115 Schätzergebnisse von Bond und Hwang (2007) für an NPI-Quartalsrenditen vom 1. Quartal 1978 bis zum 4. Quartal 2003 angepasste ARFIMA(p,d,q)-Modelle

| Modell | Parameter | Schätzwerte | Standard-abweichung | Maximum Likelihood Wert | AIC | BIC |
|---------------|-----------|--------------|---------------------|-------------------------|----------------|----------------|
| ARFIMA(0,d,1) | FI (d) | 0,412 | 0,088 | -142,039 | 292,078 | 302,656 |
| | AR 4 | 0,565 | 0,080 | | | |
| | MA 1 | 0,015 | 0,111 | | | |
| | Std. Abw. | 0,930 | | | | |
| | Residuum | | | | | |
| ARFIMA(1,d,1) | FI (d) | 0,435 | 0,075 | -141,707 | 293,414 | 306,636 |
| | AR 1 | -0,106 | 0,128 | | | |
| | AR 4 | 0,559 | 0,081 | | | |
| | MA 1 | 0,081 | 0,133 | | | |
| | Std. Abw. | 0,926 | | | | |
| | Residuum | | | | | |

Tabelle 116 Schätzergebnisse von Bond und Hwang (2007) für an IPD-Monatsrenditen von Januar 1988 bis Dezember 2003 angepasste ARFIMA(p,d,q)-Modelle

| Modell | Parameter | Schätzwerte | Standard-abweichung | Maximum Likelihood Wert | AIC | BIC |
|---------------|-----------|--------------|---------------------|-------------------------|----------------|----------------|
| ARFIMA(0,d,1) | FI (d) | 0,482 | 0,025 | -72,944 | 153,888 | 166,918 |
| | AR 3 | 0,456 | 0,070 | | | |
| | MA 1 | 0,132 | 0,065 | | | |
| | Std. Abw. | 0,349 | | | | |
| | Residuum | | | | | |
| ARFIMA(1,d,1) | FI (d) | 0,400 | 0,113 | -68,765 | 147,530 | 163,817 |
| | AR 1 | 0,465 | 0,164 | | | |
| | AR 3 | 0,330 | 0,099 | | | |
| | MA 1 | -0,196 | 0,140 | | | |
| | Std. Abw. | 0,343 | | | | |
| | Residuum | | | | | |

Tabelle 117 Schätzergebnisse von Bond und Hwang (2007) für an IPD-Quartalsrenditen vom 1. Quartal 1988 bis zum 4. Quartal 2003 angepasste ARFIMA(p,d,q)-Modelle

| Modell | Parameter | Schätzwerte | Standard-abweichung | Maximum Likelihood Wert | AIC | BIC |
|---------------|-----------|--------------|---------------------|-------------------------|---------|---------|
| ARFIMA(0,d,1) | FI (d) | 0,472 | 0,038 | -106,340 | 218,680 | 225,157 |
| | MA 1 | 0,553 | 0,088 | | | |
| | Std. Abw. | 1,239 | | | | |
| | Residuum | | | | | |
| ARFIMA(1,d,1) | FI (d) | 0,128 | 0,222 | -98,498 | 204,995 | 213,631 |
| | AR 1 | 0,752 | 0,122 | | | |
| | MA 1 | 0,264 | 0,148 | | | |
| | Std. Abw. | 1,112 | | | | |
| | Residuum | | | | | |

Bond und Hwang (2007, S. 370 ff.) interpretieren ihre empirischen Ergebnisse wie folgt:

„The assumption of market inefficiency has a significant impact on the estimates of parameters for the IPD, but not for the NCREIF. For the NCREIF data, the AR1 estimate (reflecting the persistence of the marketwide common factor) is not different from zero and there is no significant difference in the estimates between the ARFIMA(0,d,1) and ARFIMA(1,d,1) models. On the other hand, the best model for the IPD data is an ARFIMA(1,d,1) which shows a large significant AR1 estimate; this suggests that a slow-moving marketwide common factor is present in the IPD index returns.

The average levels of smoothing approximated by the estimates of the long memory parameter are around 0.4 and the differences between $\hat{\phi}$ of the AR(1) model and \hat{d} are around 0.25 and 0.45 for the NCREIF and IPD indices, respectively. Therefore the smoothing level measured by the AR(1) process appears to be much higher than that of individual properties.”

Damit erzielen Bond und Hwang (2007) ein zu Geltner (1993b) und Barkham und Geltner (1994) widersprüchliches Ergebnis. Diese finden Hinweise auf einen informationseffizienten UK-Markt (Vgl. Barkham und Geltner 1994, S. 92) und -ineffizienten Markt der USA für Gewerbeimmobilien.

Weiterhin erzielen Bond und Hwang (2007, S. 373) folgendes Ergebnis zum Glättungsniveau: *„The smoothing level of the monthly IPD returns is similar to that of the quarterly NCREIF returns. This could be interpreted as indicating that smoothing may be more serious in the NCREIF index. Although long memory does not depend on the changes in frequency (see Hwang, 2000), the AR parameters of individual properties – the source of the long memory – decrease in lower frequency data, and thus long memory (smoothing level) is expected to decrease in lower frequency data.“*

Weiter schreiben Bond und Hwang (2007, S. 373) zum Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen: *„The estimates of ARFIMA(0,d,1) and ARFIMA(1,d,1) models show no evidence of nonsynchronous appraisal in the NCREIF index returns. On the other hand, from the ARFIMA(1,d,1) model selected by the model selection statistics we find weak evidence of nonsynchronous appraisal in the monthly IPD index returns, that is, -0.196 with standard error of 0.14 (with probability of 0.91 in a one-sided test). The weak evidence becomes stronger at the individual property level (see Bond, Hwang and Marcato 2006).“*

Für eine bessere Vergleichbarkeit zwischen den Ergebnissen aus Analysen der IPD- und NPI-Indexrenditen werden die zunächst in unterschiedlicher Periodizität fortgeschriebenen Indices einheitlich in vierteljährlicher Periodizität ausgewertet. Dafür konstruieren Bond und Hwang (2007, S. 374) zusätzlich eine Quartalszeitreihe aus der monatlichen IPD-Zeitreihe. Bond und Hwang (2007, S. 374) berichten folgendes Ergebnis für die Renditen dieser IPD-Quartalszeitreihe:

„The estimates of the model selected by the ML values, that is, the ARFIMA(1,d,1) model, suggest that neither smoothing nor nonsynchronous appraisal is significant. In fact, the dominant factor is the unobserved common factor which is highly persistent, that is, AR(1) is 0.75. These findings are in sharp contrast to the results of the NCREIF index which still has a high level of smoothing but no persistent common factor.

We propose a few reasons why we observe this difference. First, the estimates for the quarterly IPD index returns may reflect the difficulties in estimating the models with small samples. We have only 64 observations for the quarterly IPD index, which is very small for the estimation of the long memory parameter. Second, the difference between the quarterly IPD and NCREIF indices could be attributable to a different method of constructing indices

between the two countries. Even though smoothing becomes less important in low-frequency data, it may still matter for the quarterly NCREIF index, which consists of properties appraised annually by external appraisers. On the other hand, smoothing could be less important for the lower-frequency IPD index, which comprises individual properties evaluated on a monthly basis.”

In diesem Zusammenhang wird auch auf die Ergebnisse aus den eigenen Untersuchungen verwiesen, für die ARFIMA-Modelle für unterschiedliche Zeitbereiche von Zeitreihen geschätzt wurden (siehe Abschnitt 6). Sie zeigen, dass auch für unterschiedliche Zeitfenster mit einer verhältnismäßig geringen Anzahl an Beobachtungen teilweise stabile Schätzergebnisse für ARFIMA-Modelle erzielt werden.

Weiterhin wird angemerkt, dass der für die NPI-Renditenreihe geschätzte signifikante AR4-Parameterwert möglicherweise nicht nur eine in der marktweiten Komponente der Residuenwerte vorhandene Persistenz widerspiegelt (gemäß der Interpretation von Bond und Hwang 2007), sondern auch den Einfluss des Phänomens der Saisonalität in den Bewertungen. Bond und Hwang (2007) gehen auch nicht auf das Phänomen der veralteten Bewertungen ein, dessen Auswirkungen sich nach der hier vertretenden Ansicht ebenfalls in den Schätzergebnissen der ARFIMA-Modelle niederschlagen und bei der Modellierung der ARFIMA-Modelle berücksichtigt werden sollten.

Für die eigenen Analysen wird das Korrekturverfahren von Bond und Hwang (2007) auf die aktuellen IPD- und NPI-Zeitreihen angewandt, und es werden auch sinnvolle Modifikationen des Korrekturverfahrens vorgeschlagen.

Im Folgenden werden die Ergebnisse der eigenen Schätzungen von ARFIMA-Modellen in unterschiedlichen Varianten vorgestellt. Zunächst werden Schätzergebnisse für die Renditen des IPD UK Monthly Capital Index in monatlicher Periodizität vorgestellt.

Tabelle 118 A Ergebnisse der Schätzungen von ARFIMA(p,d,q)-Modellen für Monatsrenditen des IPD UK Monthly Capital Index des Zeitraums Jan. 1987 bis August 2011

| Modell | Parameter | Schätzwerte | Std. Abw. | Log-Likelihood | AIC |
|---------------|-----------|-------------|---------------------|----------------|-----------------------|
| ARFIMA(0,d,0) | FI (d) | 0,4978 | 1,163e-05 | -1103,8 | -2205,5 ²⁾ |
| ARFIMA(0,d,1) | FI (d) | 0,4882 | k. A. ¹⁾ | -1105,3 | -2208,6 ²⁾ |
| | MA 1 | -0,5277 | | | |
| ARFIMA(1,d,1) | FI (d) | 4,583e-05 | 0,0493 | -1151,0 | -2300,0 ²⁾ |
| | AR 1 | 0,9189 | 0,0050 | | |
| | MA 1 | 0,0409 | 0,0048 | | |
| ARFIMA(3,d,1) | FI (d) | 0,1104 | 0,0500 | -1153,9 | -2305,7 ²⁾ |
| | AR1 | 0,2476 | 0,0049 | | |
| | AR2 | 0,3875 | 0,0048 | | |
| | AR3 | 0,2045 | 0,0048 | | |
| | MA1 | -0,5352 | 0,0048 | | |
| ARFIMA(4,d,1) | FI (d) | 4,583e-05 | 0,0509 | -1156,4 | -2310,9 ²⁾ |
| | AR1 | 0,7234 | 0,0048 | | |
| | AR2 | 0,1240 | 0,0048 | | |
| | AR3 | 0,2337 | 0,0048 | | |
| | AR4 | -0,1904 | 0,0048 | | |
| | MA1 | -0,1758 | 0,0048 | | |

Panel B Ergebnisse der Schätzungen von ARFIMA(p,d,q)-Modellen für Monatsrenditen des IPD UK Monthly Capital Index des Zeitraums Jan. 1987 bis August 2011

| Modell | Parameter | Schätzwerte | Std. Abw. | Log-Likelihood | AIC |
|----------------|-----------|-------------|-----------|----------------|-----------------------|
| ARFIMA(12,d,1) | FI (d) | 4,583e-05 | 0,0498 | -1166,1 | -2330,3 ²⁾ |
| | AR1 | -0,0058 | 0,0047 | | |
| | AR2 | 0,7921 | 0,0048 | | |
| | AR3 | 0,1485 | 0,0050 | | |
| | AR4 | 0,0304 | 0,0047 | | |
| | AR5 | -0,1431 | 0,0050 | | |
| | AR6 | 0,1196 | 0,0049 | | |
| | AR7 | -0,0673 | 0,0046 | | |
| | AR8 | -0,1608 | 0,0047 | | |
| | AR9 | -0,0055 | 0,0047 | | |
| | AR10 | 0,0634 | 0,0047 | | |
| | AR11 | 0,0270 | 0,0046 | | |
| | AR12 | 0,0307 | 0,0046 | | |
| | MA1 | -0,9623 | 0,0045 | | |

296 Beobachtungen, Schätzung mit Software R (Paket: fracdiff),

¹⁾ Die Korrelationsmatrix konnte nicht errechnet werden. Die geschätzten Parameterwerte erwiesen sich aber bei Auswertung kürzerer Zeiträume der Zeitreihe als stabil und teilweise waren die geschätzten Parameterwerte hoch signifikant.

²⁾ Ausgewiesener AIC-Wert für einen Freiheitsgrad. Der Wert des Akaike-Informationskriteriums wird in der Ergebnisausgabe des „R“-Software-Pakets „fracdiff“ mit ausgewiesen. Für eine Evaluierung des Korrekturverfahrens wird er in der Untersuchung nicht verwendet.

Eine Analyse der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index in vierteljährlicher Periodizität ergibt folgende Ergebnisse:

Tabelle 119 Ergebnisse der Schätzungen von ARFIMA(p,d,q)-Modellen für Quartalsrenditen des IPD UK Monthly Capital Index des Zeitraums Jan. 1987 bis Juni 2011

| Modell | Parameter | Schätzwerte | Std. Abw. | Log-Likelihood | AIC |
|---------------|-----------|-------------|---------------------|----------------|----------------------|
| ARFIMA(0,d,0) | FI (d) | 0,4873 | 2,378e-06 | -225,2 | -448,5 ²⁾ |
| ARFIMA(0,d,1) | FI (d) | 0,417 | k. A. ¹⁾ | -228,6 | -455,2 ²⁾ |
| | MA 1 | -0,471 | | | |
| ARFIMA(1,d,1) | FI (d) | 4,583e-05 | 0,1029 | -240,3 | -478,6 ²⁾ |
| | AR 1 | 0,7415 | 0,0207 | | |
| | MA 1 | -0,1891 | 0,0201 | | |
| ARFIMA(4,d,1) | FI (d) | 4,583e-05 | 0,1007 | -241,0 | -480,0 ²⁾ |
| | AR1 | 0,5065 | 0,0206 | | |
| | AR2 | 0,3046 | 0,0199 | | |
| | AR3 | -0,2370 | 0,0198 | | |
| | AR4 | 0,0989 | 0,0206 | | |
| | MA1 | -0,4533 | 0,0201 | | |

98 Beobachtungen, Schätzung mit Software R (Paket: fracdiff).

Zusätzlich wurde die Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index in der jährlichen Periodizität analysiert:

Tabelle 120 Ergebnisse der Schätzungen von ARFIMA(p,d,q)-Modellen für Jahresrenditen des IPD UK Monthly Capital Index des Zeitraums 1987 bis 2010

| Modell | Parameter | Schätzwerte | Std. Abw. | Log-Likelihood | AIC |
|---------------|-----------|---------------|---------------------|----------------|----------------------|
| ARFIMA(0,d,0) | FI (d) | 0,1751 | 2,19e-07 | -20,01 | -38,02 ²⁾ |
| ARFIMA(1,d,0) | FI (d) | 4,58e-05 | k. A. ¹⁾ | -20,64 | -39,27 ²⁾ |
| | AR1 | 0,506 | | | |
| ARFIMA(0,d,1) | FI (d) | 4,583e-05 | 0,2454 | -26,87 | -51,74 ²⁾ |
| | MA1 | -1,098 | 0,0451 | | |
| ARFIMA(1,d,1) | FI (d) | 4,58e-05 | k. A. ¹⁾ | -27,16 | -52,31 ²⁾ |
| | AR1 | 0,155 | | | |
| | MA1 | -1,121 | | | |

24 Beobachtungen, Schätzung mit Software R (Paket: fracdiff).

Für die in der vierteljährlichen Periodizität fortgeschriebene Zeitreihe des NCREIF Appreciation-Index werden folgende Schätzergebnisse für ARFIMA-Modelle erzielt:

Tabelle 121 Ergebnisse der Schätzungen von ARFIMA(p,d,q)-Modellen für Quartalsrenditen des NCREIF Appreciation Index des Zeitraums Jan. 1978 bis Juni 2011

| Modell | Parameter | Schätzwerte | Std. Abw. | Log-Likelihood | AIC |
|---------------|-----------|-------------|---------------------|----------------|-----------------------|
| ARFIMA(0,d,0) | FI (d) | 0,4889 | 3,899e-06 | -369,8 | -737,52 ²⁾ |
| ARFIMA(1,d,0) | FI (d) | 4,58e-05 | k. A. ¹⁾ | -377,7 | -753,49 ²⁾ |
| | AR1 | 0,793 | | | |
| ARFIMA(4,d,0) | FI (d) | 4,583e-05 | 0,0794 | -382,3 | -762,51 ²⁾ |
| | AR1 | 0,6849 | 0,0136 | | |
| | AR2 | 0,2554 | 0,0136 | | |
| | AR3 | -0,2068 | 0,0138 | | |
| | AR4 | 0,0905 | 0,0136 | | |
| ARFIMA(0,d,1) | FI (d) | 0,439 | k. A. ¹⁾ | -359,6 | -717,22 ²⁾ |
| | MA1 | -0,278 | | | |
| ARFIMA(1,d,1) | FI (d) | 4,583e-05 | 0,0790 | -379,4 | -756,71 ²⁾ |
| | AR1 | 0,8543 | 0,0143 | | |
| | MA1 | 0,1637 | 0,0137 | | |
| ARFIMA(4,d,1) | FI (d) | 5,822e-05 | 0,0787 | -385,8 | -769,59 ²⁾ |
| | AR1 | 0,2177 | 0,0153 | | |
| | AR2 | 0,5510 | 0,0141 | | |
| | AR3 | -0,1502 | 0,0134 | | |
| | AR4 | 0,1339 | 0,0172 | | |
| | MA1 | -0,5307 | 0,0154 | | |

134 Beobachtungen, Schätzung mit Software R (Paket: fracdiff).

Zusätzlich wurde die Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index in der jährlichen Periodizität analysiert:

Tabelle 122 Ergebnisse der Schätzungen von ARFIMA(p,d,q)-Modellen für Jahresrenditen des NCREIF Appreciation Index des Zeitraums 1978 bis 2010

| Modell | Parameter | Schätzwerte | Std. Abw. | Log-Likelihood | AIC |
|---------------|-----------|----------------|-----------|----------------|----------------------|
| ARFIMA(0,d,0) | FI (d) | 0,3277 | 4,30e-07 | -40,08 | -78,16 ²⁾ |
| ARFIMA(0,d,1) | FI (d) | 4,583e-05 | 0,2102 | -43,92 | -85,85 ²⁾ |
| | MA1 | -0,8198 | 0,0497 | | |
| ARFIMA(1,d,1) | FI (d) | 4,583e-05 | 0,2392 | -44,44 | -86,88 ²⁾ |
| | AR1 | 0,2160 | 0,0598 | | |
| | MA1 | -0,7603 | 0,0523 | | |

33 Beobachtungen, Schätzung mit Software R (Paket: fracdiff).

Da die NPI-Immobilien nach eigenen Angaben von NCREIF in zeitlichen Abständen von maximal drei Jahren erneut von unabhängigen Gutachtern bewertet werden (siehe Abschnitt 3.2), wird auch ein ARFIMA-Modell an Renditen in dreijährlicher Periodizität angepasst:

Tabelle 123 Ergebnisse der Schätzungen von ARFIMA(p,d,q)-Modellen für dreijährliche Renditen des NCREIF Appreciation Index des Zeitraums 1978 bis 2010

| Modell | Parameter | Schätzwerte | Std. Abw. | Log-Likelihood | AIC |
|---------------|-----------|-------------------|-----------|----------------|-----------------------|
| ARFIMA(0,d,0) | FI (d) | 0,4583e-05 | 3,908e-08 | -2,798 | -3,60 ²⁾ |
| ARFIMA(0,d,1) | FI (d) | 4,583e-05 | 0,3120 | -0,8013 | -0,3975 ²⁾ |
| | MA1 | -0,1392 | 0,3596 | | |
| ARFIMA(1,d,1) | FI (d) | 4,583e-05 | 0,3326 | -0,8354 | -0,3291 ²⁾ |
| | AR1 | 0,3288 | 0,3898 | | |
| | MA1 | 0,1703 | 0,3516 | | |

11 Beobachtungen, Schätzung mit Software R (Paket: fracdiff).

Aus diesen Schätzergebnissen werden zunächst Informationen über die durchschnittlichen von Gutachtern in Bewertungsprozessen verwendeten Glättungsfaktoren sowie die Auswirkungen weiterer Bewertungsphänomene auf die Indices und die Persistenz in der Informationsverarbeitung auf einem Markt erzielt. Die Schätzergebnisse aus den ARFIMA-Modellen werden nun im Rahmen eines Korrekturmodells verarbeitet, um aus den Indexrenditen die tatsächlichen Marktrenditen zu schätzen. Für die Entwicklung eines Korrekturverfahrens wird der ARFIMA(1,d,1)-Prozess in Bond und Hwang (2007, S. 363, Gleichung 25) wie folgt dargestellt:¹⁵⁸

$$(1 - L\phi_f)(1 - L)^d(r_{mt} - \mu_m) = \theta\epsilon_{t-1}^* + \epsilon_t^* \quad (77)$$

Dabei ist

- L ein Lag-Operator und der AR-Parameter ϕ_f zeigt das Persistenzniveau in dem „unobserved common factor“ (Bond und Hwang 2007, S. 363);
- r_{mt} ein Renditenwert für den Gesamtmarkt („unobserved common factor“) in der Periode t ;
- μ_m der Mittelwert der Renditen r_{mt} des Gesamtmarkts über die Zeit;
- d der „Long Memory Parameter“, der das Glättungsniveau in den Werten der einzelnen Immobilien widerspiegelt;
- ϵ_t^* das Residuum des Regressionsmodells für die Periode t ;
- θ der Moving Average-Parameter, der den Einfluss der nicht-synchronen Bewertungen widerspiegelt.

Bei Annahme eines informationseffizienten Immobilienmarkts ergibt sich ein ARFIMA(0,d,1)-Prozess

$$(1 - L)^d(r_{mt} - \mu_m) = \theta\epsilon_{t-1}^* + \epsilon_t^* \quad (78)$$

Im Folgenden wird wieder die eigene Notation verwendet. Für die Korrektur der Renditen r_t eines bewertungsbasierten Index mit dem Verfahren von Bond und Hwang (2007) wird entsprechend der Gleichung (77) bzw. (78) das folgende Modell geschätzt:

$$(1 + \phi(L))(1 - L)^d r_t = (1 + \theta(L))\epsilon_t \quad (79)$$

¹⁵⁸ Die Notation wird hier aus Bond und Hwang (2007, S. 363) übernommen.

Bei dieser allgemeinen Schreibweise ist der Lag-Operator in eine Funktion eingebettet. Sofern diese aufgelöst wird, ergibt sich:

$$(1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p)(1 - L)^d r_t = (1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q) \varepsilon_t \quad (80)$$

In der hier gewählten Notation ist

- r_t der um den Mittelwert μ bereinigte Renditenwert eines bewertungsbasierten Index für die Periode t ;
- ϕ_p der AR-Koeffizient für eine zeitliche Verzögerung um p Perioden;
- L der Lag-Operator;
- d der Parameter des „Langen Gedächtnisses“ einer Zeitreihe;
- θ_q der MA-Koeffizient für eine zeitliche Verzögerung um q Perioden;
- ε_t der Wert des Residuums aus dem Regressionsmodell für die Periode t .

Geschätzt wurden Modelle mit AR- und MA-Koeffizienten für unterschiedliche zeitliche Verzögerungen. Mit dem verwendeten Paket „fracdiff“ der Software „R“ ist allerdings nur die Auswahl der höchsten Lags p und q für die AR(p)- und MA(q)-Terme möglich.¹⁵⁹ Alle Terme für geringere zeitliche Verzögerungen $1, \dots, p$ bzw. $0, \dots, q$ werden ebenfalls mitgeschätzt, d. h. können aus der Schätzgleichung nicht ausgeschlossen werden.

Wie aus den bereits vorgestellten Ergebnissen der Regressionsoutputs ersichtlich ist, werden Modelle mit AR-Termen für zeitliche Verzögerungen um bis zu mehrere Perioden, aber mit MA-Termen für zeitliche Verzögerungen um nur null oder maximal eine Periode geschätzt.

Zur Berechnung der korrigierten Indexrenditen werden die ursprünglichen Indexrenditen des bewertungsbasierten Index r_t in einer ersten Stufe fraktional differenziert:

$$r_t^{diff} = (1 - L)^d r_t \quad (81)$$

Sofern davon ausgegangen wird, dass die AR-Koeffizienten Trägheit in den Marktrenditen widerspiegeln, werden sie im ARFIMA(p, d, q)-Modell mitgeschätzt, um keine verzerrten Schätzergebnisse zu erzielen. Sie werden bei der Korrektur aber nicht herausgerechnet, da auch die Marktrenditen autokorreliert sind. Sofern aber anzunehmen ist, dass die

¹⁵⁹ Hier ist p ein Index, der die zeitliche Verzögerung angibt, und nicht wie in Abschnitt 4.1 die Periodizität einer Zeitreihe kennzeichnet, in der sie betrachtet wird.

Autokorrelation zu einem oder mehreren zeitlichen Verzögerungen v und w durch die Bewertungsphänomene in die Renditenreihe r_t induziert wurde, wird vorgeschlagen, diese ebenfalls herauszurechnen. Unter anderem wird die Anwendung eines so modifizierten Bond und Hwang-Modells vorgeschlagen, um den Einfluss des Phänomens der Saisonalität in den Bewertungen zu erfassen. Dann wird in einer aufbauenden Stufe für die Korrektur folgende Berechnung vorgenommen:

$$r_t^{diff*} = r_t^{diff} - \hat{\phi}_v \cdot r_{t-v}^{diff} - \hat{\phi}_w \cdot r_{t-w}^{diff}, \quad (82)$$

$$\wedge v, w \leq p, \forall t = (w + 1), \dots, T$$

Für die Korrekturen werden nur Schätzergebnisse von ARFIMA-Modellen mit MA1-Term verwendet, der nach Bond und Hwang (2007) den Effekt der nicht-synchronen Bewertungen einfängt. Hier wird übrigens davon ausgegangen, dass der MA-Term auch den Einfluss des Phänomens der veralteten Bewertungen auf eine Zeitreihe widerspiegelt, falls dieses auftritt. Der Einfluss des Phänomens der nicht-synchronen Bewertungen soll aus der Renditenreihe herausgerechnet werden:

$$r_t^{c[Bond\&Hwang]*} = r_t^{diff*} - \hat{\theta}_1 \cdot r_{t-1}^{c[Bond\&Hwang]*}, \forall t = (w + 2), \dots, T \quad (83)$$

$$\wedge r_{w+1}^{c[Bond\&Hwang]*} = \frac{r_{w+1}^{diff*}}{1 + \hat{\theta}_1}$$

Dabei ist

- r_t der um den Mittelwert μ bereinigte Renditenwert eines bewertungsbasierten Index für die Periode t ;
- L der Lag-Operator;
- \hat{d} der aus dem ARFIMA-Modell geschätzte Parameterwert für den fraktional integrierten Parameter;
- r_t^{diff} der Renditenwert der fraktional differenzierten Renditenreihe;
- $\hat{\phi}_p$ der aus dem ARFIMA(p,d,q)-Modell geschätzte AR-Koeffizient für eine zeitliche Verzögerung um p Perioden;
- r_t^{diff*} der Renditenwert der fraktional differenzierten Renditenreihe, aus dem ebenfalls Autokorrelation zu den zeitlichen Verzögerungen um v und w Perioden herausgerechnet wurde, falls diese durch die Bewertungsphänomene entstanden ist;

- $\hat{\theta}_1$ der aus dem ARFIMA(p,d,1)-Modell geschätzte Wert des MA-Parameters;
- $r_t^{c[Bond\&Hwang]*}$ der vorläufige und noch weiter zu verarbeitende korrigierte Renditenwert für die Periode t .

Um die korrigierten Indexrenditen $r_t^{c[Bond\&Hwang]}$ zu erhalten, die den Marktrenditen entsprechen sollen, wird in einer weiteren Stufe noch eine Volatilitätsanpassung vorgenommen. Dazu werden die Renditen $r_t^{c[Bond\&Hwang]*}$ durch das Verhältnis der Standardabweichungen $\frac{\sigma_{ci}}{\sigma_i}$ geteilt. Außerdem wird der Mittelwert μ der Indexrenditen wieder addiert:

$$r_t^{c[Bond\&Hwang]} = r_t^{c[Bond\&Hwang]*} \cdot \frac{\sigma_i}{\sigma_{ci}} + \mu, \forall t = (w + 1), \dots, T \quad (84)$$

Dafür ist noch das Verhältnis $\frac{\sigma_{ci}}{\sigma_i}$ zu erklären: Nach Bond und Hwang (2007, S. 351, 358 u. 361) besteht folgende Beziehung zwischen der Standardabweichung σ_i der Marktrenditen für eine einzelne Immobilie und der Standardabweichung σ_{ci} der durch die Phänomene des Appraisal-Smoothing sowie der nicht-äquidistanten Bewertungen veränderten Renditen für eine einzelne Immobilie:¹⁶⁰

$$\frac{\sigma_{ci}}{\sigma_i} = (1 - \phi_{si}) \sqrt{\frac{1}{2} [1 + 2v_i^2 \lambda_i^2 + \sqrt{1 + 4v_i^2 \lambda_i^2}]} \quad (85)$$

Für die Berechnung des Volatilitätsverhältnisses sind die Werte des durchschnittlichen Glättungsniveaus ϕ_{si} und des Terms $2v_i^2 \lambda_i^2$ zu schätzen.¹⁶¹ Für den Wert des durchschnittlichen Glättungsniveaus ϕ_{si} wird der geschätzte Wert des fraktional integrierten Parameters \hat{d} aus dem verwendeten ARFIMA-Modell eingesetzt. Der Wert des Terms $2v_i^2 \lambda_i^2$ kann aus der Gleichung (11) in Bond und Hwang (2007, S. 357) ermittelt werden:

¹⁶⁰ Dies ergibt sich aus Gleichung (21) in Bond und Hwang (2007, S. 361). Die Notation wird hier aus Bond und Hwang (2007) übernommen.

¹⁶¹ Dabei ist in Bond und Hwang (2007, S. 356) λ_i^2 die Varianz einer „nicht-synchronen Variable“, die den zufallsbeeinflussten Zeitabstand zwischen zwei Bewertungszeitpunkten beschreibt und für die eine negative Exponentialverteilung unterstellt wird. $v_i = \frac{\mu_i}{\sigma_i}$ ist die Sharpe-Ratio, die als Quotient aus dem Mittelwert und der Standardabweichung der Marktrenditen für eine einzelne Anlage errechnet wird (Bond und Hwang 2007, S. 357).

$$\theta_i = - \frac{2v_i^2 \lambda_i^2}{1 + 2v_i^2 \lambda_i^2 + \sqrt{1 + 4v_i^2 \lambda_i^2}} \quad (86)$$

Nach Einsetzen des geschätzten MA-Parameters $\hat{\theta}_i$ aus dem ARFIMA-Modell für θ_i in die Gleichung verbleibt der Term $2v_i^2 \lambda_i^2$ als einzige Unbekannte. Der Wert des Terms $2v_i^2 \lambda_i^2$ wird im Rahmen der eigenen Analysen mit Hilfe einer Optimierungsroutine annähernd errechnet.

Für eine Korrektur der IPD- und NPI-Renditenreihen in monatlicher bzw. vierteljährlicher Periodizität werden jeweils ARFIMA(0,d,1)-Modelle für den Fall geschätzt, dass ex-ante ein informationseffizienter Markt unterstellt wird. Dieses Modell wird im Ergebnisteil als „Bond & Hwang“ oder „Bond & Hwang (original)“ bezeichnet.

Desweiteren wird ein ARFIMA(3,d,1)-Modell für die Korrektur der monatlichen IPD-Renditenreihe und ARFIMA(4,d,1)-Modelle für die Korrekturen der IPD- und NPI-Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität geschätzt. Damit wird die Möglichkeit informationseffizienter Märkte nicht ex-ante ausgeschlossen. Dabei werden alle AR1-, AR2-, AR3- bzw. AR4-Terme in die Schätzgleichung aufgenommen. Diese erfassen möglicherweise Saisoneffekte in den Markttrenditen. Die AR-Terme werden mitgeschätzt, um korrekte Schätzergebnisse zu erzielen. Sie werden aber nicht verwendet, um Autokorrelation aus den Renditenreihen herauszurechnen. Dieses Modell wird im Ergebnisteil beim IPD als „Bond & Hwang, AR 3“ bzw. „Bond & Hwang, AR 4“ und beim NPI als „Bond & Hwang, market factor“ bezeichnet.¹⁶²

Weiterhin wird im Fall der NPI-Renditenreihe eine Korrektur durchgeführt, bei der auch der AR4-Term (nicht aber die mitgeschätzten ersten drei AR-Terme) neben dem MA-Term nach fraktionaler Differenzierung aus den Renditen herausgerechnet wird. In diesem Fall wird davon ausgegangen, dass der AR4-Term nicht Saisoneffekte in autokorrelierten Markttrenditen widerspiegelt, sondern (zumindest überwiegend) den Einfluss des

¹⁶² Hierbei spielt die Überlegung eine Rolle, dass die Wertentwicklung der allen Immobilien eines Markts gemeinsam zugrunde liegenden Marktkomponente Autokorrelation aufweisen könnte, d. h. möglicherweise keine Informationseffizienz gegeben ist. Der Fokus liegt also auf der Marktkomponente (im Engl. „Market Factor“).

Phänomens der Saisonalität in den Bewertungen. Dieses Modell wird im Ergebnisteil als „Bond & Hwang, appraisal seasonality“ bezeichnet.

Da zudem das Phänomen der veralteten Bewertungen die NPI-Renditenreihe verändert, wird hier vermutet, dass dieser Effekt durch den MA-Term eines an die Renditenreihe in jährlicher Periodizität angepassten ARFIMA(0,d,1)-Modells eingefangen werden kann. Insbesondere gilt dies unter der Annahme, dass (annähernd) jede NPI-Immobilie mindestens einmal jährlich erneut bewertet wird. Der MA-Term wird dann nach fraktionaler Differenzierung aus der Renditenreihe in jährlicher Periodizität herausgerechnet. Dieses Modell wird im Ergebnisteil als „Bond & Hwang, annual returns“ bezeichnet.

5.5 Kritische Würdigung der Korrekturverfahren

Ergebnisse von Studien deuten darauf hin, dass zumindest auf einigen Immobilienmärkten keine Informationseffizienz herrscht. Es besteht daher die Möglichkeit, dass in Zeitreihen von Marktrenditen für Immobilienmärkte bereits Autokorrelation enthalten ist. Eine Anwendung von Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren auf Zeitreihen von Renditenwerten bewertungsbasierter Indices setzt aber voraus, dass die möglicherweise in der Zeitreihe vorhandene Autokorrelation vollständig im Zuge der Bewertungsprozesse entstanden ist. Bezüglich Anmerkungen zu den Reverse-Engineering-Korrekturverfahren wird insbesondere auf Abschnitt 5.3.2 verwiesen.

Weiterhin kann kritisch gesehen werden, dass die Anwender von Korrekturverfahren u. a. die Lag-Struktur der AR-Terme oder die Volatilität der korrigierten Renditenreihe beliebig wählen können. Überhaupt gewährt das Universum der Korrekturverfahren einen Spielraum für die Gestaltung der Abbildung von Wertentwicklungen auf einem Immobilienmarkt. Dieser ermöglicht es, Immobilienanlagen mehr oder weniger attraktiv aussehen zu lassen.

5.6 Ergebnisse der Anwendung der Korrekturverfahren auf die Renditenreihen des IPD UK Monthly Capital Index (UK) und des NCREIF Appreciation Index (USA)

5.6.1 Die graphische Darstellung der korrigierten Indices

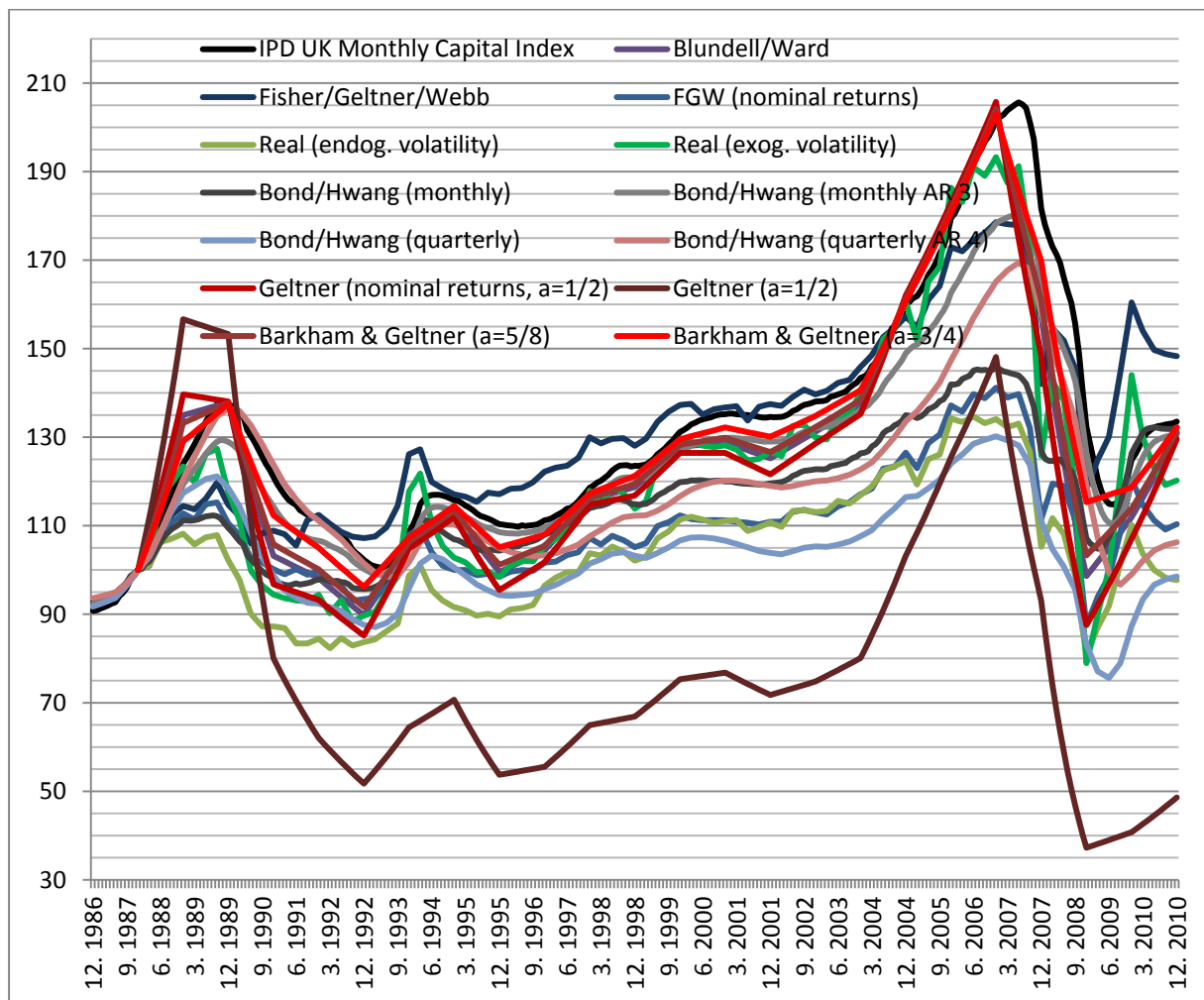
Die statistischen Eigenschaften der ursprünglichen und der korrigierten Renditenreihen des IPD- und des NPI-Index, differenziert nach Korrekturverfahren, werden im Anhang (Abschnitt 9.3) vorgestellt.

Im Folgenden werden die aus den korrigierten Renditenreihen errechneten Indices graphisch dargestellt. Zusätzlich sind größere Abbildungen im Anhang (Abschnitt 9.4) zu finden. Die Indices werden in mehreren Abbildungen unterschiedlich gruppiert einander gegenübergestellt. In einige Abbildungen sind zusätzlich die Zeitpunkte historischer Krisen und anderer bedeutender Ereignisse eingetragen. Die historischen Ereignisse bis zum Jahr 2005 sind aus den Schaubildern 4 und 5 in Fisher, Geltner und Pollakowski (2007) bzw. Fisher et al. (2006, S. 6) übernommen. In der Vergangenheit haben Autoren Korrekturverfahren u. a. danach beurteilt, ob die korrigierten Indices an den Zeitpunkten der historischen Ereignisse realistische Bewegungen aufzeigen. Fisher et al. (2006, S. 6) beschreiben, dass der nach ihrer Methode berechnete Transactions Based Index TBI negative Ausschläge für historische Zeitpunkte anzeigt, für die auch zumindest vorübergehend fallende Marktwerte erwartet werden, obwohl der NPI diese Verluste nicht registriert. Fisher et al. (2006, S. 6 und Exhibit 4) zählen zu den für die Wertentwicklung von U.S.-Immobilienanlagen nachteiligen Ereignissen den „Tax Act“ von 1986, den Aktienmarktcrash von 1987, die Rezession von 1990 bis 1991 und den Golfkrieg 1991, die Kimco Taubman IPOs 1992 und 1993 (vorteilhaftig), den REIT-Boom 1997 (vorteilhaftig) und den REIT-Bust 1998 bis 1999 sowie die Finanzkrise in 1998 und 1999, die terroristischen Anschläge vom 11. September 2001, die Rezession von 2001 bis 2002, den Beginn des Irak-Kriegs in 2003 und den Immobilien-Boom von 2003 bis 2005 (vorteilhaftig) auf.

Fisher et al. (1994, S. 142 ff.) sowie Geltner und Goetzmann (1998, S. 28 ff.) beziehen sich auf frühere historische Ereignisse, die für die vorliegende Arbeit weniger relevant sind und daher nicht ausgewiesen werden.

Im Folgenden werden zunächst die ursprünglichen und die aus der Anwendung unterschiedlicher Korrekturverfahren erhaltenen korrigierten Indices des IPD UK Monthly Capital Index vorgestellt. Sie beziehen sich auf den Zeitraum vom 31. Dezember 1986 bis 31. August 2011. Da bei der Anwendung einiger Korrekturverfahren die ersten Beobachtungen „verloren gehen“ (für die ersten Beobachtungen der Originalzeitreihe stehen keine Vorgängerwerte für eine Korrektur zur Verfügung), wird als Basiszeitpunkt der 31. Dezember 1987 gewählt. Für diesen Zeitpunkt werden die Werte der unterschiedlichen Indices auf 100 gesetzt.

Abbildung 6 IPD UK Monthly Capital Index im Original und mit unterschiedlichen Verfahren korrigiert (31. Dezember 1986 bis 31. August 2011)

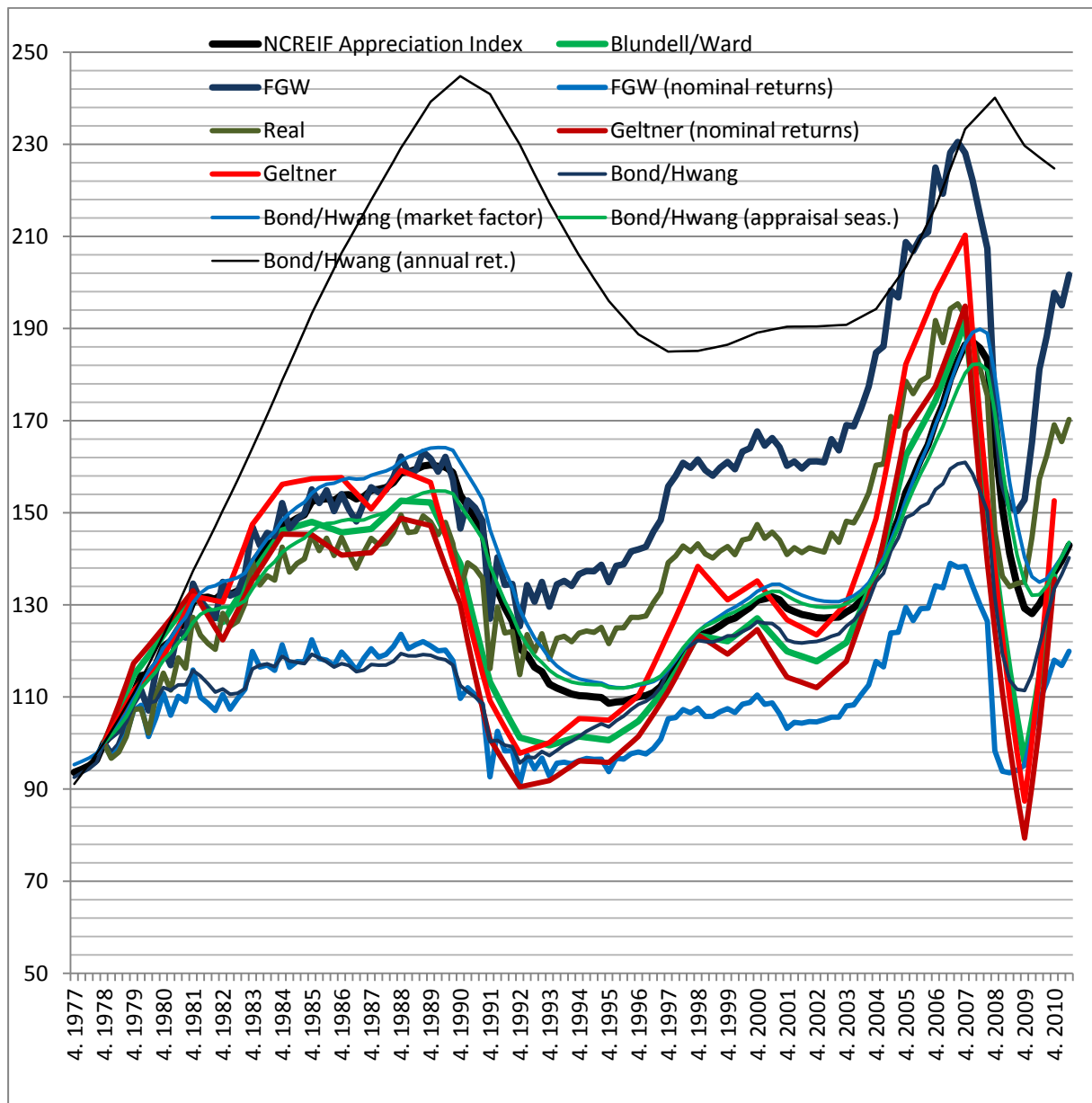


Erstellt in Microsoft Excel

Im Folgenden wird die Zeitreihe des NCREIF Appreciation Index im Original und mit unterschiedlichen Verfahren korrigiert für den Zeitraum vom Ende des 4. Quartals 1977 bis

zum Ende des 2. Quartals 2011 vorgestellt. Als Basiszeitpunkt wird das Ende des 4. Quartals 1978 gewählt, zu welchem die Indexwerte einheitlich auf 100 gesetzt werden.

Abbildung 7 NCREIF Appreciation Index im Original und mit unterschiedlichen Verfahren korrigiert (Ende 4. Quartal 1977 bis Ende 2. Quartal 2011)



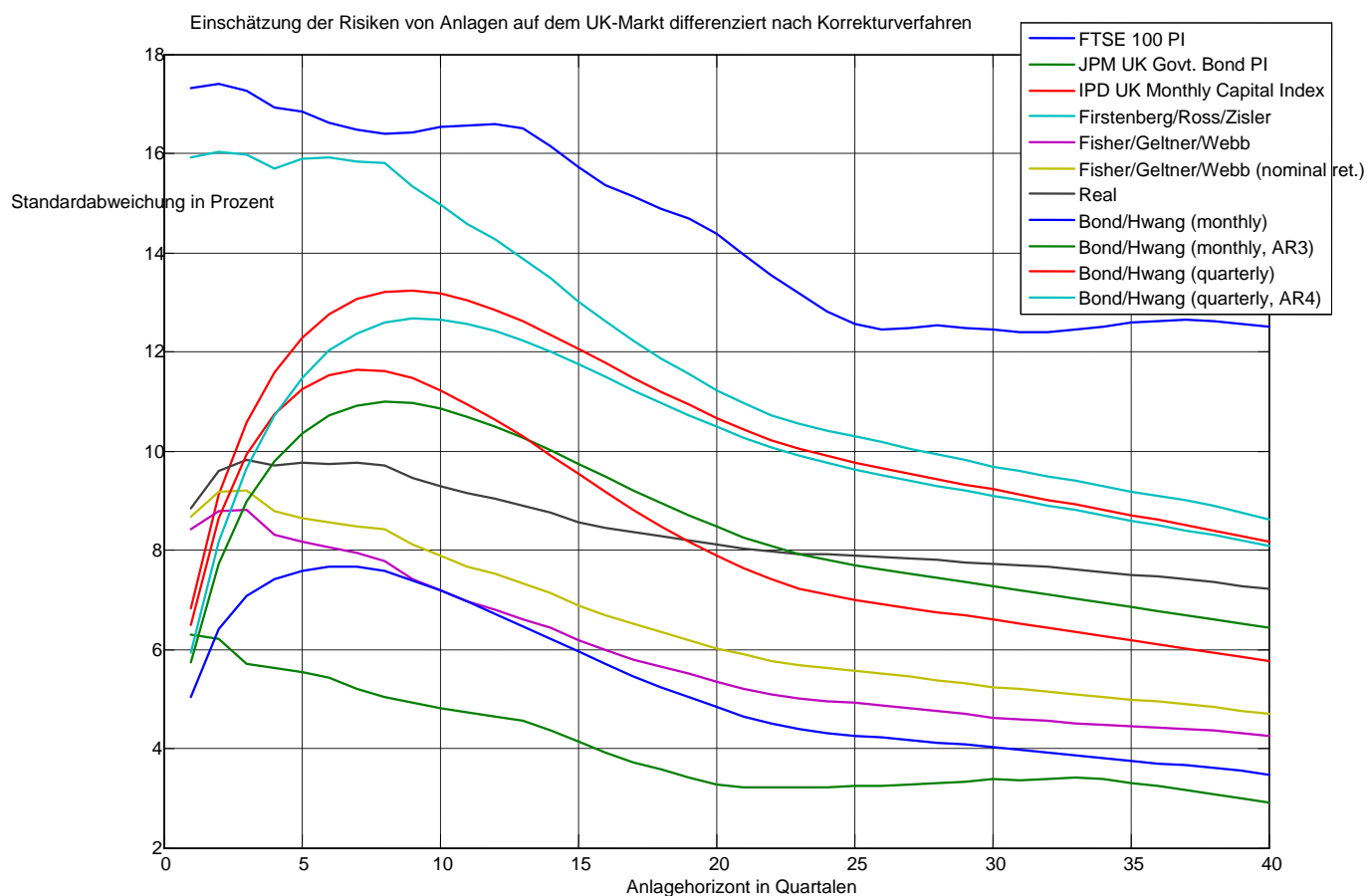
Erstellt in Microsoft Excel

Es zeigt sich, dass aus der Anwendung der Korrekturverfahren auf die Ursprungsindices sehr unterschiedliche Ergebnisse für korrigierte Zeitreihen erzielt werden. Diese können jedoch nicht alle zugleich richtig sein, d. h. den latenten Marktwerten auf den jeweiligen Immobilienmärkten entsprechen.

5.6.2 Die Darstellung der Risiken von Immobilienanlagen für unterschiedliche Zeithorizonte der Anlage bei verschiedenen Korrekturverfahren

Abbildung 8 Einschätzung der Risiken von Anlagen (Aktien, Anleihen und IPD-Gewerbeimmobilien) auf dem UK-Markt für unterschiedliche Anlagehorizonte, differenziert nach Korrekturverfahren (Jan. 1987 bis Dez. 2010)

Erstellt in Matlab



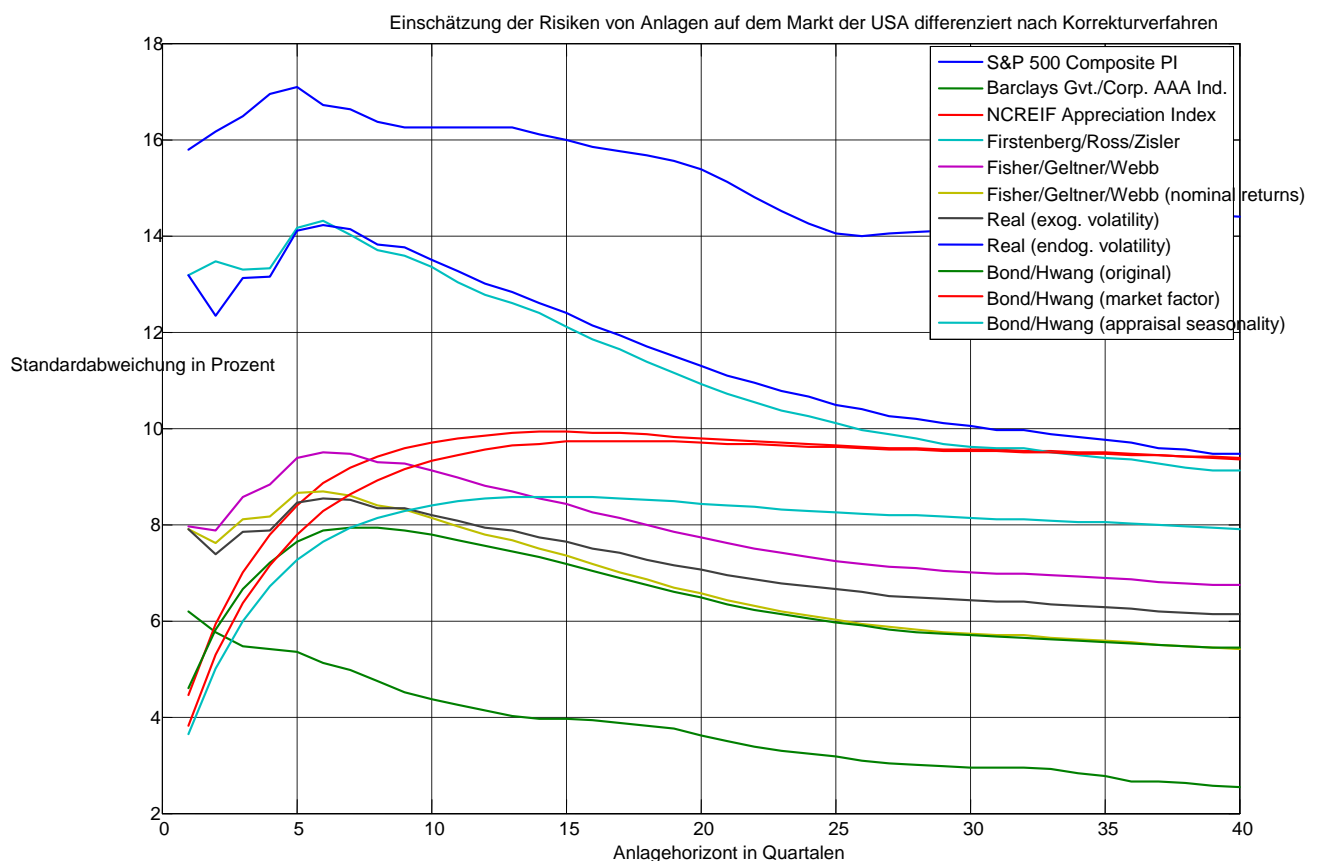
Für die ursprünglichen und korrigierten Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität wurden die annualisierten Standardabweichungen für unterschiedliche Anlagehorizonte errechnet. Die Berechnungen erfolgten indirekt über die Autokorrelation der Renditenreihen.¹⁶³ Die Autokorrelationen zu zeitlichen Verzögerungen um bis zu 40 Quartale

¹⁶³ Vgl. Campbell und Viceira (2004) oder Rehring (2010) zur Berechnung von Volatilitäten für unterschiedliche Anlagehorizonte.

und die annualisierten Standardabweichungen für unterschiedliche Anlagehorizonte sind tabellarisch im Anhang (Abschnitt 9.3) ausgewiesen.

Abbildung 9 Einschätzung der Risiken von Anlagen (Aktien, Anleihen und NCREIF-Gewerbeimmobilien) auf dem Markt der USA für unterschiedliche Anlagehorizonte, differenziert nach Korrekturverfahren (1. Quartal 1978 bis 2. Quartal 2011)

Erstellt in Matlab



Sowohl für den UK-Markt als auch für den Markt der USA deuten die aus der Anwendung einiger Korrekturverfahren errechneten Renditenreihen nur teilweise auf steigende Risiken (d.h. das Vorliegen von „Mean-Aversion“) für kurzfristige Anlagezeiträume hin. Für mittel- und langfristige Anlagezeiträume deuten die aus allen Korrekturverfahren errechneten korrigierten Renditenreihen im UK-Fall auf ein Absinken der Risiken (d. h. das Vorliegen von „Mean-Reversion“) hin,¹⁶⁴ während sie im U.S.-Fall teilweise auf ein leichteres Absinken bis

¹⁶⁴ Im Vergleich dazu erhält Rehring (2010, S. 52) für den UK-Markt das Ergebnis: „For investment horizons longer than two years, real estate returns exhibit strong mean reversion.“

seitwärts tendieren hindeuten. Dies gilt auch für die Originalzeitreihen. Außerdem werden auch für die Aktien- und Anleihemärkte der Länder Horizonteffekte ermittelt.

Auffällig ist, dass die Standardabweichungen der „korrigierten“ Indexrenditen bei der überwiegenden Anzahl der Korrekturverfahren noch geringer sind als die Standardabweichungen der Renditen der originalen Indices. Erwartet würde aber eine Erhöhung der Standardabweichungen durch die „Korrekturen“, sofern davon ausgegangen wird, dass die kombinierten Bewertungsphänomene eine Reduktion der Volatilität der Indexrenditen verursachen. Dies deutet bereits darauf hin, dass die Verfahren nicht zur Korrektur der Renditen bewertungsbasierter Indices geeignet sind. Insbesondere führt das Verfahren von Bond und Hwang (2007) (sowohl im Original als auch in verschiedenen Modifikationen) zu einer unverhältnismäßigen Reduktion der Volatilität der Indexrenditen (vgl. Abschnitt 5.4). Vermutlich ist dies hauptsächlich auf eine Überbewertung von Bond und Hwang (2007) der Auswirkungen des Phänomens der nicht-synchronen Bewertungen auf die Indexrenditen geschuldet. Nach den Ergebnissen aus dem Bond und Hwang-Verfahren würde das Phänomen isoliert betrachtet eine Erhöhung der Renditenvolatilität verursachen; und zwar ungefähr eine Verdopplung. Beim Fisher, Geltner und Webb (1994)-Verfahren ist die Zielvolatilität der korrigierten Indexrenditen Modell-exogen zu bestimmen, d.h. vorzugeben. Sofern angenommen wird, dass die Standardabweichung auf einem Immobilienmarkt der Hälfte der Volatilität auf dem Aktienmarkt eines Landes entspricht (vgl. Abschnitt 5.2.4), ist diese möglicherweise zu gering gewählt.

Schließlich kann für eine Einschätzung, ob durch die Anwendung eines Korrekturverfahrens auf die Renditen eines bewertungsbasierten Index die tatsächlichen Marktrenditen erhalten werden, Folgendes berücksichtigt werden: Und zwar wurde aus Monte Carlo-Studien das Ergebnis erhalten, dass für mittelfristige Anlagezeiträume die Standardabweichungen der Renditen des Originalindex die tatsächlichen Anlagerisiken weniger verzerrt widerspiegeln (vgl. Abschnitt 4.6). Aus den Abbildungen der Risiken für verschiedene Anlagehorizonte differenziert nach Korrekturverfahren ist ersichtlich, dass sich die Standardabweichungen der mit dem Verfahren von Firstenberg, Ross und Zisler (1988) korrigierten Indexrenditen für mittel- bis langfristige Anlagehorizonte den korrespondierenden Standardabweichungen der Renditen des Originalindex (IPD bzw. NPI) annähern. Dies spricht dafür, dass das FRZ-Verfahren für eine Korrektur der Indexrenditen nicht ungeeignet ist.

6 Die Stabilität von Verfahren zur Korrektur bewertungs-basierter Indices

6.1 Studiendesign und Kriterien zur Beurteilung der Stabilität von Korrekturverfahren

Ein Ansatz zur Evaluierung der Korrekturverfahren wurde für die Arbeit verfolgt, bei dem überprüft wurde, ob aus der Anwendung der Korrekturverfahren auf unterschiedliche Zeitreihenbereiche des IPD und des NPI, ausgewählt über rollierende oder wachsende Zeitfenster, stabile Ergebnisse erzielt werden. Eine ähnliche Untersuchung hat auch bereits Glück (o. J. [2005]) für seine Diplomarbeit durchgeführt. Allerdings sind selbst stabile Ergebnisse für verschiedene Zeitreihenbereiche kein Beweis für das Funktionieren eines Korrekturverfahrens; instabile und damit unplausible Ergebnisse sind jedoch ein starkes Indiz dafür, dass ein Verfahren nicht funktioniert.

Im Fokus der Analysen steht das Verhältnis der Standardabweichung der korrigierten zur Standardabweichung der ursprünglichen Renditenreihe eines bewertungsbasierten Index, welches sich als stabil erweisen soll. Außerdem werden die entsprechenden Verhältnisse von Mittelwerten errechnet. Im Anhang der Arbeit werden tabellarisch weitere Ergebnisse (Abschnitt 9.5) und Abbildungen (Abschnitt 9.6) bezüglich der errechneten Mittelwerte, Standardabweichungen und Korrelationskoeffizienten zwischen den ursprünglichen bzw. korrigierten Renditenreihen bewertungsbasierter Indices und den Renditenreihen von Aktien- bzw. Anleiheindices, differenziert nach Korrekturverfahren, ausgewiesen.¹⁶⁵ Es wurden Ausschnitte von Zeitreihen über rollierende bzw. wachsende Zeitfenster ausgewählt. Bei rollierenden Zeitfenstern bleibt die Anzahl der Beobachtungen konstant und Ergebnisse für verschiedene Zeitfenster sind besser vergleichbar. Bei wachsenden Zeitfenstern wird die Situation der Fortschreibung des Index nachgestellt. Ein Analyst möchte evtl. nicht auf alte Informationen verzichten und berücksichtigt daher auch alte Zeitreihenwerte bei Analysen. Über jedes Zeitfenster einer Renditenreihe wurden die Korrekturverfahren erneut

¹⁶⁵ Die Korrelationen sind für die Beurteilung von Diversifikationseffekten zwischen Risiken von Anlagen in Portfolios gemischter Anlageklassen von Interesse. Vgl. auch Corgel und deRoos (1999), die sich ebenfalls mit dieser Frage beschäftigen.

angewendet und die Standardabweichungs- und Mittelwerts-Quotienten aus den korrigierten und ursprünglichen Renditen, differenziert nach Korrekturverfahren, errechnet. Diese Quotienten wurden für die unterschiedlichen Zeitfenster zeitlich geordnet gesammelt. Anschließend wurde überprüft, ob sie starken Veränderungen unterliegen oder eher stabil sind. An ein funktionierendes Korrekturverfahren wird hier die notwendige Bedingung gestellt, dass es stabile Ergebnisse liefert. Für die Stabilitätsbeurteilung der Quotientenwerte wurden Kennzahlen entwickelt und errechnet.¹⁶⁶

Für jedes Zeitfenster werden beispielweise die Standardabweichungen der Renditen korrigierter und originaler IPD- bzw. NPI-Indices und die Standardabweichungs-Quotienten aus diesen, differenziert nach Korrekturverfahren, errechnet. So werden aus allen rollierenden bzw. wachsenden Zeitfenstern Reihen von Standardabweichungs-Quotienten erzielt. Bei Unterteilung des gesamten Zeitraums $[t = 0; t = T]$ (von z. B. 24 Jahren bzw. $T = 288$ Monaten), für den IPD-Renditen für diese Studie zur Verfügung stehen, in T Unterperioden (z. B. einzelne Monate) $[t = 0; t = 1], [t = 1; t = 2], \dots, [t = T - 1; t = T]$ und Festlegung der Länge eines rollierenden Zeitfensters, das $T_1 < T$ Unterperioden (z. B. $T_1 = 180$ Monate) umfasst, werden Standardabweichungs-Quotienten für $T - T_1 + 1$ (überlappende) Zeitfenster $[t = 0; t = T_1], [t = 1; t = T_1 + 1], \dots, [t = T - T_1; t = T]$ errechnet. Bei Verwendung eines wachsenden Zeitfensters, das anfänglich $T_1 < T$ Unterperioden (z. B. $T_1 = 180$ Monate) umfasst und sukzessiv um eine Unterperiode (z. B. einen Monat) wächst, werden Standardabweichungs-Quotienten für $T - T_1 + 1$ überlappende Zeitfenster $[t = 0; t = T_1], [t = 0; t = T_1 + 1], \dots, [t = 0; t = T]$ errechnet.

Die Standardabweichung σ_r einer Zeitreihe von Renditen r_t für die Unterperioden $t = 1, \dots, T$ eines Gesamtzeitraums T wird errechnet als $\sigma_r = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (r_t - \mu)^2}$. Für die

¹⁶⁶ Bezüglich der Kennzahlen wurden keine umfangreichen Literaturrecherchen durchgeführt. Ein Einstieg in dieses Gebiet können möglicherweise die Arbeiten von Armstrong und Collopy (1992) sowie Hyndman und Koehler (2005) über Genauigkeitsmaße im Zusammenhang mit der Evaluierung von Prognoseverfahren bieten.

rollierenden Zeitbereiche $T_i = T_1, \dots, T$ werden jeweils Standardabweichungen σ_{r,T_i} errechnet, die sich auf T_1 Renditen für T_1 Unterperioden beziehen:¹⁶⁷

$$\sigma_{r,T_i} = \sqrt{\frac{1}{T_1} \sum_{t=T_i-T_1+1}^{T_i} (r_t - \mu)^2}, \forall T_i = T_1, \dots, T. \quad (87)$$

Dementsprechend werden die Mittelwerte für die Unterperioden wie folgt errechnet:

$$\mu_{r,T_i} = \frac{1}{T_1} \sum_{t=T_i-T_1+1}^{T_i} r_t, \forall T_i = T_1, \dots, T. \quad (88)$$

Die Standardabweichungen $\sigma_{r,T_i}, \forall T_i = T_1, \dots, T$ für wachsende und anfänglich T_1 Unterperioden umfassende Zeitausschnitte der Renditenreihe werden errechnet als

$$\sigma_{r,T_i} = \sqrt{\frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} (r_t - \mu)^2}, \forall T_i = T_1, \dots, T. \quad (89)$$

Entsprechend werden auch Mittelwerte für wachsende Zeitfenster einer Renditenreihe errechnet:

$$\mu_{r,T_i} = \frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} r_t, \forall T_i = T_1, \dots, T. \quad (90)$$

Aus den Analysen der unterschiedlichen Zeitfenster einer Renditenreihe werden Reihen von Standardabweichungen $\sigma_{r,T_i} \forall T_i = T_1, \dots, T$ und Mittelwerten $\mu_{r,T_i} \forall T_i = T_1, \dots, T$ und anderen Zeitreiheneigenschaften (z. B. Korrelationskoeffizienten) sowie ihrer Quotienten (bzw. Abweichungen bei Korrelationskoeffizienten) erhalten.

Da die Volatilität einer Renditenreihe im Zeitverlauf selbst variieren kann, trifft dies auch für die Standardabweichungen der unterschiedlichen Zeitbereiche zu. Es wird jedoch vermutet, dass die prozentuale Veränderung der Volatilität einer Renditenreihe durch die

¹⁶⁷ Dabei kennzeichnen die $T_i = T_1, \dots, T$ zum einen die Endzeitpunkte von rollierenden bzw. wachsenden Zeitfenstern und zum anderen (insbesondere im Zusammenhang mit den Summationsgrenzen) die Endzeitpunkte von Unterperioden $t = T_i$ gleicher Länge innerhalb der Zeitfenster.

Bewertungsphänomene eher unabhängig von der Ausgangsvolatilität ist.¹⁶⁸ Zumindest wird für überlappende oder benachbarte Zeitfenster erwartet, dass die Differenz ihrer Standardabweichungs-Quotienten bei stabilen Korrekturverfahren gering ist. Sofern sich die Standardabweichungs-Quotienten über einen langen Zeitraum verändern, wird eher mit stetigen als sprunghaften Veränderungen zwischen den Standardabweichungs-Quotienten für benachbarte und insbesondere überlappende Zeitfenster gerechnet. Sofern aus der Anwendung eines Korrekturverfahrens auf überlappende Zeitbereiche einer Renditenreihe stark abweichende Ergebnisse erzielt werden, ist dies möglicherweise darauf zurückzuführen, dass das für eine Korrektur angewandte ökonometrische Verfahren keine stabilen Schätzergebnisse liefert. Es kann nicht erwartet werden, dass aus der Anwendung eines solchen Korrekturverfahrens auf die Renditenreihe eines bewertungsbasierten Index die tatsächlichen Werte von Marktrenditen gewonnen werden.

An ein funktionierendes Korrekturverfahren wird daher die Anforderung gestellt, dass die Quotienten

$$q_{\sigma, T_i}^c = \frac{\sigma_{r^c, T_i}}{\sigma_{r, T_i}} = \frac{\sqrt{\frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} (r_t^c - \mu^c)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} (r_t - \mu)^2}}, \forall T_i = T_1, \dots, T \quad (91)$$

aus der Standardabweichung σ_{r^c, T_i} der korrigierten Renditen r_t^c und der Standardabweichung σ_{r, T_i} der ursprünglichen Renditen r_t für die unterschiedlichen Zeitfenster $T_i = T_1, \dots, T$ möglichst gering variieren.¹⁶⁹ Gleiches gilt für die Quotienten von Mittelwerten

$$q_{\mu, T_i}^c = \frac{\mu_{r^c, T_i}}{\mu_{r, T_i}} = \frac{\frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} r_t^c}{\frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} r_t}, \forall T_i = T_1, \dots, T \quad (92)$$

¹⁶⁸ Dies zeigen auch die Ergebnisse aus Monte Carlo-Studien über die Auswirkungen von Bewertungsphänomenen auf Zeitreiheneigenschaften wie die Standardabweichung (siehe Abschnitt 9.2). Da das Auftreten und die Ausprägungen der Bewertungsphänomene in einer Zeitreihe eines bewertungsbasierten Index Zufallseinflüssen unterliegen, können die Ergebnisse für unterschiedliche Zeitfenster jedoch gering variieren.

¹⁶⁹ Die Beschreibung der Berechnung des Quotienten bezieht sich auf wachsende Zeitfenster. Bei rollierenden Zeitfenstern wäre die untere Summationsgrenze entsprechend auf $t = T_i - T_1 + 1$ abzuändern.

Die Stabilität dieser Quotienten wird für eine Evaluierung der Korrekturverfahren untersucht.

Für die Studie liegt die Zeitreihe des IPD UK Monthly Capital Index mit 296 Renditen vor. Bei Wahl eines rollierenden Zeitfensters mit jeweils 180 Renditen werden somit für 117 (=296-180+1) Zeitfenster Quotienten aus Standardabweichungen bzw. Mittelwerten der korrigierten zu den Standardabweichungen bzw. Mittelwerten der ursprünglichen Renditenreihen errechnet. Für die Quotienten werden Werte von Kennzahlen errechnet, die für eine Beurteilung ihrer Stabilität verwendet werden. Diese errechneten Kennzahlenwerte sind in den folgenden Tabellen (ab Tabelle 124) ausgewiesen. In Spalte (4) der Tabellen ist jeweils der minimale ($\min_{T_i} q_{\sigma, T_i}^c$) und in Spalte (5) der maximale ($\max_{T_i} q_{\sigma, T_i}^c$) aller (im IPD-Fall) 117 errechneten (Standardabweichungs-)Quotienten angegeben. Aus der Anwendung des Korrekturverfahrens von Bond und Hwang (2007) auf die IPD-Renditenreihe in monatlicher Periodizität werden z. B. für die 117 Zeitfenster Quotienten von Standardabweichungen zwischen 0,6 (Minimum) und 0,72 (Maximum) errechnet. Demnach ist für alle Zeitfenster die Standardabweichung der korrigierten IPD-Renditenreihe geringer als die Standardabweichung der ursprünglichen IPD-Renditenreihe.¹⁷⁰ Aus dem maximalen (Spalte 5) und dem minimalen Quotienten (Spalte 4) wird eine Differenz (Spalte 6)

$$(\max_{T_i} q_{\sigma, T_i}^c - \min_{T_i} q_{\sigma, T_i}^c) \quad (93)$$

in Höhe von 0,12 errechnet. Für das Korrekturverfahren von Bond und Hwang (2007) mit AR (3)-Term wird beispielsweise eine höhere Differenz von 0,93 errechnet. Für einen Vergleich der Korrekturverfahren untereinander wird diese Differenz jedoch relativiert (Spalte 7). Dazu wird die Differenz zwischen dem maximalen und dem minimalen Standardabweichungs-Quotienten durch den Median der 117 Standardabweichungs-Quotienten geteilt:

$$(\max_{T_i} q_{\sigma, T_i}^c - \min_{T_i} q_{\sigma, T_i}^c) / \text{Median}_{T_i} q_{\sigma, T_i}^c \quad (94)$$

¹⁷⁰ Für das Korrekturverfahren von Bond und Hwang (2007) unter Einbeziehung eines AR (3)-Terms (Modellvariante mit Berücksichtigung der Möglichkeit eines nicht informationseffizienten Markts) werden für einige Zeitfenster auch korrigierte Renditenreihen errechnet, die eine höhere Standardabweichung als die Originalzeitreihe aufweisen (maximal das 1,72-fache).

Tabelle 114 zeigt, dass diese Kennzahl beim einfachen Bond und Hwang-Korrekturverfahren 0,17 und beim Korrekturverfahren mit AR (3)-Term 1,06 beträgt.

In den Tabellen sind außerdem die Standardabweichung (Spalte 3) und der Mittelwert (Spalte 2) der Quotienten für die unterschiedlichen Zeitfenster ausgewiesen.¹⁷¹

Außerdem wird eine Kennzahl errechnet, die insbesondere bei starken Sprüngen zwischen den Quotientenwerten benachbarter Zeitfenster $q_{\sigma,T_{i-1}}^c$ und $q_{\sigma,T_i}^c, \forall T_i = T_2, \dots, T$ hohe Werte annimmt:

$$100 \cdot \frac{1}{\text{Median} \{q_{\sigma,T_1}^c, \dots, q_{\sigma,T}^c\} \cdot (T - T_1)} \sum_{T_i=T_2}^T |q_{\sigma,T_i}^c - q_{\sigma,T_{i-1}}^c| \quad (95)$$

Das Korrekturverfahren ist von hoher Güte, wenn der Wert der Kennzahl nahe null ist.¹⁷²

Beispielsweise wird angenommen, dass für fünf benachbarte Zeitfenster die Standardabweichungs-Quotienten 2,2; 2,4; 2,6; 2,8 und 3 errechnet werden. Ein solcher fließender Übergang kann möglicherweise beobachtet werden, wenn sich der Einfluss der Bewertungsphänomene auf die Zeitreihe im Zeitverlauf verändert. Eine allmähliche Veränderung von Quotientenwerten kann also möglicherweise veränderte Rahmenbedingungen reflektieren und spricht daher nicht unbedingt gegen das Korrekturverfahren. Andererseits sei der Fall einer sprunghaften Veränderung zwischen den Standardabweichungs-Quotienten 2,2; 3; 2,4; 2,8; 2,6 von fünf aufeinander folgenden Zeitfenstern gegeben. Eine solche Beobachtung ist eher nicht mit sich verändernden Rahmenbedingungen im Zeitverlauf zu erklären; möglicherweise aber damit, dass sich das jeweilige Korrekturverfahren eines ökonometrischen Verfahrens bedient, das keine stabilen Schätzergebnisse liefert. Bei einer Fortschreibung des Index (bzw. Publikation eines neuen Indexwerts) und erneuter Schätzung des ökonometrischen Modells für die nunmehr längere Zeitreihe werden möglicherweise stark abweichende Schätzwerte für die Modellparameter und in der Folge Korrekturparameter für die Renditenreihe des Index erhalten. Da auch die korrigierten Renditen für frühere Perioden stark revidiert werden müssen, werden für die

¹⁷¹ Auch der Median kann aus den Angaben in den Spalten (6) und (7) der Tabellen errechnet und für Vergleiche verwendet werden.

¹⁷² Im Idealfall stimmen die Quotienten für alle Zeitfenster überein, d. h. $q_{\sigma,T_i}^c = \overline{q_{\sigma,T_i}^c}, \forall T_i = T_1, \dots, T$, so dass für das Kriterium der Wert null errechnet wird. Für Mittelwerts-Quotienten q_{μ,T_i}^c können aufgrund eines möglicherweise negativen Medians auch negative Kennzahlenwerte erhalten werden.

benachbarten Zeitfenster einer Renditenreihe möglicherweise stark abweichende Ergebnisse erzielt. Da beide Reihen von Quotienten (2,2; 2,4; 2,6; 2,8; 3) und (2,2; 3; 2,4; 2,8; 2,6) sich nur in der Anordnung ihrer Werte unterscheiden, wird für sie die gleiche Differenz zwischen dem maximalen und dem minimalen Standardabweichungs-Quotienten errechnet. Die konstruierte Kennzahl „Mittlere-absolute-Quotientendifferenz-zu-Median“ (Spalte 8) ist jedoch sensitiv für Sprünge zwischen den Standardabweichungs-Quotienten. Im Beispiel wird für die Quotientenreihe mit fließendem Übergang der Kennzahlenwert $100 \frac{1}{2,6 \cdot 4} (|2,4 - 2,2| + |2,6 - 2,4| + |2,8 - 2,6| + |3 - 2,8|) = 7,69$ errechnet, und für die Quotientenreihe mit sprunghaftem Übergang ergibt sich ein höherer Kennzahlenwert $100 \frac{1}{2,6 \cdot 4} (|3 - 2,2| + |2,4 - 3| + |2,8 - 2,4| + |2,6 - 2,8|) = 19,23$. Die Summe der absoluten Quotientendifferenzen wird von der Anzahl der (Zeitfenster T bzw.) Quotientendifferenzen $T - T_1$ beeinflusst. Daher wird bei der Berechnung der Kennzahl die Summe der absoluten Quotientendifferenzen durch die Anzahl der Zeitfenster geteilt. Daraufhin wird dieses Zwischenergebnis für eine Relativierung durch den Median der Quotienten für alle Zeitfenster geteilt, da für hohe Quotienten auch relativ hohe Quotientendifferenzen eingeräumt werden sollen. Aus Tabelle 124 ist ersichtlich, dass für das Korrekturverfahren von Bond und Hwang (ohne AR-Term) ein besonders niedriger Wert für die Kennzahl (8) errechnet wird. Für eine Evaluierung der Korrekturverfahren werden im Folgenden vorwiegend die (7) und (8) berücksichtigt.

Die in den folgenden Abschnitten angegebenen Tabellen zeigen Ergebnisse für in monatlicher, vierteljährlicher und jährlicher Periodizität ausgewertete Renditenreihen. Selbstverständlich können in den Tabellen für in monatlicher Periodizität ausgewertete Renditenreihen nur Ergebnisse für Korrekturverfahren gezeigt werden, die auch auf Renditenreihen in monatlicher Periodizität angewandt werden können. Die Tabellen für in vierteljährlicher Periodizität ausgewertete Renditenreihen zeigen Ergebnisse für Korrekturverfahren, die auf Renditenreihen in monatlicher oder vierteljährlicher Periodizität angewandt werden können u. s. w. Es wird jeweils eine Tabelle für rollierende Zeitfenster und eine Tabelle für wachsende Zeitfenster ausgewiesen.

6.2 Die Analyse unterschiedlicher Zeitreihenausschnitte des IPD UK Monthly Capital Index

6.2.1 Rollierende und wachsende Zeitfenster

Für die Analyse der 296 Renditen (297 Indexwerte) des IPD UK Monthly Capital Index, die sich auf den Zeitbereich vom Januar 1987 bis August 2011 beziehen, werden nachstehend variierende Zeitfenster verwendet:

- Ein rollierendes Zeitfenster, das 180 Monate umfasst. Das erste Zeitfenster umfasst somit die Renditen für den Zeitraum von Januar 1987 bis Dezember 2001. Das 117. und letzte Zeitfenster umfasst Renditen für den Zeitraum von September 1996 bis August 2011.
- Ein wachsendes Zeitfenster, das anfänglich 180 Monate umfasst. Das erste Zeitfenster umfasst somit die Renditen für den Zeitraum von Januar 1987 bis Dezember 2001. Das 117. und letzte Zeitfenster umfasst die 296 Renditen für den Zeitraum von Januar 1987 bis August 2011.

6.2.2 Kennzahlen zum Standardabweichungs-Quotienten (Verhältnis der Standardabweichung korrigierter Indexrenditen zur Standardabweichung ursprünglicher Indexrenditen)

Zunächst werden die Ergebnisse für die Standardabweichungs-Quotienten vorgestellt. Es werden mit dem auf monatliche Renditenreihen angewandten Verfahren von Bond und Hwang (original) für rollierende und wachsende Zeitfenster sehr stabile Ergebnisse erzielt. Insbesondere schneidet das Bond und Hwang (monthly returns, orig.)-Verfahren im Vergleich zu den auf vierteljährliche Renditenreihen angewandten Verfahren bei Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher und jährlicher Periodizität am besten ab. Die mit diesem Verfahren korrigierten IPD-Renditen weisen für alle Zeitfenster eine geringere Standardabweichung als die Originalzeitreihe auf. Dagegen werden aus dem Bond und Hwang (monthly returns, AR3)-Verfahren für einige Zeitfenster auch korrigierte Renditen errechnet, deren Standardabweichung höher ist als die der Originalzeitreihe.

Im Vergleich zu den auf vierteljährliche Renditenreihen anzuwendenden Korrekturverfahren werden mit dem Bond und Hwang (monthly returns, AR3)-Verfahren bei rollierenden

Zeitfenstern und Auswertung der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität nach der Kennzahl (7) überwiegend weniger stabile und nach der Kennzahl (8) überwiegend stabilere Ergebnisse erzielt. Für wachsende Zeitfenster ergibt sich genau das entgegengesetzte Bild.

Tabelle 124 Kennzahlen zu Standardabweichungs-Quotienten für rollierende Zeitfenster der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index in monatlicher Periodizität

| Monatsrenditen | Verhältnisse der Standardabweichung der korrigierten IPD-Renditenreihe zur Standardabweichung der ursprünglichen IPD-Renditenreihe in monatlicher Periodizität | | | | | | |
|----------------------------------|--|--------------------|---------|---------|-----------|--------------------|---------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Mittelwert | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| IPD UK Monthly Capital Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,68 | 0,03 | 0,60 | 0,72 | 0,12 | 0,17 | 0,98 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,90 | 0,11 | 0,79 | 1,72 | 0,93 | 1,06 | 4,50 |

Berechnet in R

Tabelle 125 Kennzahlen zu Standardabweichungs-Quotienten für wachsende Zeitfenster der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index in monatlicher Periodizität

| Monatsrenditen | Verhältnisse der Standardabweichung der korrigierten IPD-Renditenreihe zur Standardabweichung der ursprünglichen IPD-Renditenreihe in monatlicher Periodizität | | | | | | |
|----------------------------------|--|-----------|------|------|-----------|--------------------|---------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Mittelwert | Std.-abw. | Min. | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| IPD UK Monthly Capital Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,71 | 0,02 | 0,68 | 0,76 | 0,08 | 0,11 | 0,32 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,85 | 0,02 | 0,80 | 0,92 | 0,12 | 0,15 | 0,73 |

Unter den Korrekturverfahren, die auf Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität angewandt werden, werden mit dem Bond und Hwang (quarterly returns)-Verfahren nur für wachsende Zeitfenster stabile Ergebnisse erzielt und für rollierende Zeitfenster sowie das Bond und Hwang (quarterly returns, AR4)-Verfahren sehr instabile Ergebnisse. Wahrscheinlich sind die Ergebnisse instabil, da die Anzahl der Beobachtungen für die Schätzungen von ARFIMA-Modellen nicht ausreichend ist.

Tabelle 126 Kennzahlen zu Standardabweichungs-Quotienten für rollierende Zeitfenster der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Verhältnisse der Standardabweichung der korrigierten IPD-Renditenreihe zur Standardabweichung der ursprünglichen IPD-Renditenreihe in vierteljährlicher Periodizität | | | | | | |
|------------------------------------|--|-----------|------|----------|-----------|--------------------|---------------------------|
| | Mittelwert | Std.-abw. | Min. | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| Index (original oder korrigiert) | | | | | | | |
| IPD UK Monthly Capital Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,66 | 2,15 | 1,43 | 15,35 | 13,92 | 6,92 | 31,14 |
| Elimination of significant AC only | 14,27 | 52,71 | 1,03 | 560,42 | 559,39 | 100,39 | 387,42 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 1,52 | 0,39 | 0,94 | 2,24 | 1,30 | 0,83 | 12,81 |
| FGW (nominal returns) | 1,68 | 0,46 | 0,96 | 2,34 | 1,38 | 0,75 | 8,27 |
| Real | 1,74 | 0,50 | 0,92 | 2,46 | 1,54 | 0,80 | 8,66 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,68 | 0,03 | 0,58 | 0,73 | 0,15 | 0,21 | 1,25 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,91 | 0,12 | 0,78 | 1,85 | 1,07 | 1,18 | 4,91 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 113,86 | 624,71 | 0,57 | 5469,36 | 5468,79 | 6542,05 | 27290,18 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | 15235939 | 44837028 | 0,70 | 2,00E+14 | 2,00E+14 | 2,00E+14 | 2,00E+15 |

Die hohen Kennzahlenwerte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der

Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Tabelle 127 Kennzahlen zu Standardabweichungs-Quotienten für wachsende Zeitfenster der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Verhältnisse der Standardabweichung der korrigierten IPD-Renditenreihe zur Standardabweichung der ursprünglichen IPD-Renditenreihe in vierteljährlicher Periodizität | | | | | | |
|------------------------------------|--|-----------|------|----------|-----------|--------------------|---------------------------|
| | Mittelwert | Std.-abw. | Min. | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| Index (original oder korrigiert) | | | | | | | |
| IPD UK Monthly Capital Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,46 | 1,16 | 1,95 | 8,85 | 6,90 | 3,12 | 6,21 |
| Elimination of significant AC only | 9,77 | 12,06 | 1,16 | 58,11 | 56,95 | 6,95 | 15,49 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 1,56 | 0,24 | 1,19 | 1,81 | 0,62 | 0,36 | 0,46 |
| FGW (nominal returns) | 1,67 | 0,29 | 1,22 | 1,97 | 0,74 | 0,40 | 0,49 |
| Real | 1,79 | 0,34 | 1,25 | 2,12 | 0,88 | 0,44 | 0,50 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,69 | 0,02 | 0,66 | 0,75 | 0,08 | 0,12 | 0,41 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,84 | 0,02 | 0,77 | 0,93 | 0,16 | 0,19 | 0,86 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,86 | 0,06 | 0,75 | 0,95 | 0,20 | 0,23 | 0,46 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | 11189818 | 15161636 | 0,81 | 54198887 | 54198886 | 22,62 | 65,74 |

Die hohen Kennzahlenwerte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der

Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Tabelle 128 Kennzahlen zu Standardabweichungs-Quotienten für rollierende Zeitfenster der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Verhältnisse der Standardabweichung der korrigierten IPD-Renditenreihe zur Standardabweichung der ursprünglichen IPD-Renditenreihe in jährlicher Periodizität | | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------|------|--------|-----------|--------------------|---------------------------|
| | Mittelwert | Std.-abw. | Min. | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| IPD UK Monthly Capital Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Blundell & Ward | 1,23 | 0,18 | 0,93 | 1,75 | 0,82 | 0,67 | 3,25 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,54 | 1,51 | 0,71 | 11,10 | 10,40 | 9,12 | 42,66 |
| Elimination of significant AC only | 9,05 | 36,90 | 0,66 | 396,93 | 396,27 | 133,13 | 464,72 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,95 | 0,33 | 0,38 | 1,84 | 1,46 | 1,61 | 14,18 |
| FGW (nominal returns) | 1,06 | 0,40 | 0,38 | 2,07 | 1,69 | 1,70 | 15,41 |
| Real | 1,11 | 0,38 | 0,43 | 1,96 | 1,53 | 1,46 | 12,44 |
| Geltner (original, a=1/2) | 3,09 | 0,28 | 2,63 | 3,77 | 1,14 | 0,37 | 1,63 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 2,00 | 0,19 | 1,57 | 2,37 | 0,81 | 0,40 | 2,07 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | 1,57 | 0,11 | 1,32 | 1,79 | 0,46 | 0,29 | 1,62 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | 1,29 | 0,06 | 1,17 | 1,41 | 0,24 | 0,19 | 1,09 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,64 | 0,06 | 0,45 | 0,73 | 0,27 | 0,41 | 2,83 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,91 | 0,15 | 0,71 | 1,96 | 1,25 | 1,38 | 5,80 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

Ein Vergleich der auf vierteljährliche Renditenreihen anzuwendenden Korrekturverfahren untereinander zeigt, dass für die Verfahren Fisher, Geltner und Webb (original), Fisher, Geltner und Webb (nominal returns) sowie Real Standardabweichungs-Quotienten von mittelmäßiger Stabilität errechnet werden. Dagegen werden mit dem Firstenberg, Ross und Zisler-Verfahren sehr instabile Ergebnisse erzielt. Sofern ein Zero-Autocorrelation-Verfahren angewandt wird, bei dem nur die signifikante Autokorrelation herausgerechnet wird, werden sehr stark schwankende Quotienten für die Zeitfenster errechnet. Aus den auf Renditenreihen in jährlicher Periodizität anzuwendenden Korrekturverfahren von Geltner sowie Barkham und Geltner werden in allen Varianten stabilere Quotienten als für die anderen Korrekturverfahren errechnet. Da für die Anwendung dieser Reverse-Engineering-Korrekturverfahren jedoch keine ökonometrischen Modelle zu schätzen sind und die Konstruktionsweisen dieser Korrekturverfahren eine Stabilität der aus ihrer Anwendung erzielten Ergebnisse gewährleisten, hat dieses Ergebnis eine geringe Aussagekraft.

Tabelle 129 Kennzahlen zu Standardabweichungs-Quotienten für wachsende Zeitfenster der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Verhältnisse der Standardabweichung der korrigierten IPD-Renditenreihe zur Standardabweichung der ursprünglichen IPD-Renditenreihe in jährlicher Periodizität | | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------|------|-------|-----------|--------------------|---------------------------|
| | Mittelwert | Std.-abw. | Min. | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| IPD UK Monthly Capital Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Blundell & Ward | 1,50 | 0,07 | 1,36 | 1,60 | 0,24 | 0,16 | 0,37 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,70 | 0,82 | 1,26 | 5,87 | 4,61 | 3,24 | 6,17 |
| Elimination of significant AC only | 8,00 | 9,57 | 0,82 | 45,62 | 44,80 | 6,51 | 14,72 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 1,09 | 0,11 | 0,84 | 1,21 | 0,36 | 0,32 | 0,58 |
| FGW (nominal returns) | 1,22 | 0,16 | 0,91 | 1,41 | 0,51 | 0,40 | 0,66 |
| Real | 1,28 | 0,16 | 0,98 | 1,47 | 0,49 | 0,36 | 0,58 |
| Geltner (original, a=1/2) | 2,92 | 0,07 | 2,81 | 2,99 | 0,18 | 0,06 | 0,11 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 1,83 | 0,04 | 1,77 | 1,90 | 0,14 | 0,07 | 0,18 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | 1,46 | 0,02 | 1,43 | 1,51 | 0,08 | 0,05 | 0,13 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | 1,23 | 0,01 | 1,22 | 1,26 | 0,05 | 0,04 | 0,09 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,65 | 0,03 | 0,61 | 0,70 | 0,09 | 0,14 | 0,44 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,83 | 0,04 | 0,68 | 0,95 | 0,27 | 0,33 | 1,21 |
| Bond & Hwang (quarterly r.) | 0,86 | 0,05 | 0,77 | 0,92 | 0,15 | 0,17 | 0,35 |
| Bond & Hwang (quart. r., AR 4) | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

Interessanterweise werden mit dem auf jährliche Renditenreihen anzuwendenden Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren von Blundell und Ward fast annähernd so stabile Quotienten wie für die Reverse-Engineering-Korrekturverfahren errechnet. Auch die Spanne der errechneten Quotienten wird hier als realistisch eingeschätzt.

Insgesamt wird aus diesen Ergebnissen die Schlußfolgerung gezogen, dass zur Korrektur der Renditenreihe eines bewertungsbasierten Index in jährlicher Periodizität das Blundell und Ward-Verfahren gewählt werden kann, wenn der Analyst daran glaubt, dass die Volatilität einer Renditenreihe durch die Bewertungsphänomene geglättet wird.

6.2.3 Kennzahlen zum Mittelwerts-Quotienten (Verhältnis des Mittelwerts korrigierter Indexrenditen zum Mittelwert ursprünglicher Indexrenditen)

Tabelle 130 Kennzahlen zu Mittelwerts-Quotienten für rollierende Zeitfenster der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index in monatlicher Periodizität

| Monatsrenditen | Verhältnisse des Mittelwerts der korrigierten IPD-Renditenreihe zum Mittelwert der ursprünglichen IPD-Renditenreihe in monatlicher Periodizität | | | | | | |
|----------------------------------|---|-----------|--------|-------|-----------|--------------------|---------------------------|
| | Mittelwert | Std.-abw. | Min. | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| Index (original oder korrigiert) | | | | | | | |
| IPD UK Monthly Capital Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,15 | 5,12 | -26,44 | 27,40 | 53,84 | 51,43 | 146,63 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 1,06 | 0,56 | -0,46 | 5,97 | 6,43 | 6,22 | 16,41 |

Berechnet in R

Tabelle 131 Kennzahlen zu Mittelwerts-Quotienten für wachsende Zeitfenster der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index in monatlicher Periodizität

| Monatsrenditen | Verhältnisse des Mittelwerts der korrigierten IPD-Renditenreihe zum Mittelwert der ursprünglichen IPD-Renditenreihe in monatlicher Periodizität | | | | | | |
|----------------------------------|---|-----------|------|------|-----------|--------------------|---------------------------|
| | Mittelwert | Std.-abw. | Min. | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| Index (original oder korrigiert) | | | | | | | |
| IPD UK Monthly Capital Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,91 | 0,23 | 0,09 | 1,09 | 1,00 | 1,01 | 1,80 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,97 | 0,10 | 0,63 | 1,16 | 0,53 | 0,54 | 1,74 |

Für die Mittelwerte wird aus der Anwendung einiger Korrekturverfahren teilweise eine weite Spanne an Ergebnissen erzielt – insbesondere für rollierende Zeitfenster. Im Folgenden werden nur die Ergebnisse für wachsende Zeitfenster diskutiert. Es zeigt sich, dass mit dem auf monatliche Renditenreihen angewandten Korrekturverfahren von Bond und Hwang in beiden Varianten verhältnismäßig gering variierende Mittelwerts-Quotienten errechnet werden. Dies gilt auch bei Auswertung der korrigierten Renditenreihe in vierteljährlicher und jährlicher Periodizität.

Tabelle 132 Kennzahlen zu Mittelwerts-Quotienten für rollierende Zeitfenster der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Verhältnisse des Mittelwerts der korrigierten IPD-Renditenreihe zum Mittelwert der ursprünglichen IPD-Renditenreihe in vierteljährlicher Periodizität | | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------|---------|----------|-----------|--------------------|---------------------------|
| | Mittelwert | Std.-abw. | Min. | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| Index (original oder korrigiert) | | | | | | | |
| IPD UK Monthly Capital Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,29 | 15,82 | -116,21 | 22,26 | 138,47 | 36,28 | 100,49 |
| Elimination of significant AC only | 5,19 | 50,74 | -172,94 | 490,78 | 663,72 | 646,85 | 1901,21 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 1,48 | 1,29 | -1,82 | 5,83 | 7,65 | 6,35 | 24,16 |
| FGW (nominal returns) | 0,38 | 3,17 | -18,84 | 4,65 | 23,50 | 22,53 | 49,57 |
| Real | -0,49 | 4,07 | -29,96 | 4,21 | 34,17 | 74,94 | 228,20 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,72 | 1,88 | -9,23 | 3,62 | 12,85 | 12,72 | 22,01 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 1,11 | 0,30 | 0,28 | 2,28 | 2,00 | 1,94 | 10,31 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -834 | 4421 | -28028 | 4228 | 32256 | 82665 | 473433 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | -2,E+06 | 4,5E+07 | -3,E+14 | 2,00E+14 | 5,00E+14 | 2,00E+15 | 7,00E+15 |

Die hohen Kennzahlenwerte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der

Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Tabelle 133 Kennzahlen zu Mittelwerts-Quotienten für wachsende Zeitfenster der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Verhältnisse des Mittelwerts der korrigierten IPD-Renditenreihe zum Mittelwert der ursprünglichen IPD-Renditenreihe in vierteljährlicher Periodizität | | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------|-------|---------|-----------|--------------------|---------------------------|
| | Mittelwert | Std.-abw. | Min. | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| Index (original oder korrigiert) | | | | | | | |
| IPD UK Monthly Capital Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 4,90 | 0,80 | 3,58 | 9,05 | 5,47 | 1,12 | 2,83 |
| Elimination of significant AC only | 1,36 | 2,37 | -3,22 | 11,62 | 14,84 | 15,70 | 56,10 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 1,05 | 0,40 | 0,47 | 2,40 | 1,93 | 2,10 | 4,43 |
| FGW (nominal returns) | 0,50 | 0,65 | -1,77 | 0,97 | 2,74 | 3,75 | 9,32 |
| Real | 0,21 | 0,63 | -1,98 | 0,69 | 2,67 | 6,04 | 15,86 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,92 | 0,33 | -0,27 | 1,14 | 1,41 | 1,36 | 2,73 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,99 | 0,13 | 0,48 | 1,29 | 0,81 | 0,81 | 2,38 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,04 | 0,56 | -2,06 | 0,43 | 2,49 | 10,03 | 16,57 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | 1,6E+07 | 2,1E+07 | -1,81 | 6,0E+12 | 6,0E+12 | 24,80 | 77,26 |

Die hohen Kennzahlenwerte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der

Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Tabelle 134 Kennzahlen zu Mittelwerts-Quotienten für rollierende Zeitfenster der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Verhältnisse des Mittelwerts der korrigierten IPD-Renditenreihe zum Mittelwert der ursprünglichen IPD-Renditenreihe in jährlicher Periodizität | | | | | | |
|------------------------------------|--|-----------|---------|--------|-----------|--------------------|---------------------------|
| | Mittelwert | Std.-abw. | Min. | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| Index (original oder korrigiert) | | | | | | | |
| IPD UK Monthly Capital Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Blundell & Ward | 0,34 | 2,43 | -13,18 | 1,55 | 14,73 | 14,82 | 28,16 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,29 | 15,82 | -116,21 | 22,26 | 138,47 | 36,28 | 100,49 |
| Elimination of significant AC only | 5,19 | 50,74 | -172,94 | 490,78 | 663,72 | 646,85 | 1901,21 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 1,48 | 1,29 | -1,82 | 5,83 | 7,65 | 6,35 | 24,16 |
| FGW (nominal returns) | 0,38 | 3,17 | -18,84 | 4,65 | 23,50 | 22,53 | 49,57 |
| Real | -0,49 | 4,07 | -29,96 | 4,21 | 34,17 | 74,94 | 228,20 |
| Geltner (original, a=1/2) | -4,17 | 8,89 | -41,75 | 1,57 | 43,32 | -54,20 | -156,11 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | -0,13 | 3,18 | -16,53 | 1,90 | 18,43 | 18,22 | 41,32 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | 0,32 | 1,91 | -9,52 | 1,54 | 11,06 | 10,98 | 24,91 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | 0,62 | 1,06 | -4,84 | 1,30 | 6,14 | 6,12 | 13,88 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,72 | 1,88 | -9,23 | 3,62 | 12,85 | 12,72 | 22,01 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 1,11 | 0,30 | 0,28 | 2,28 | 2,00 | 1,94 | 10,31 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

Bei zusätzlicher Berücksichtigung der auf vierteljährliche Renditenreihen anzuwendenden Korrekturverfahren zeigt sich, dass das Firstenberg, Ross und Zisler-Korrekturverfahren ähnlich stabil wie die Varianten des Bond und Hwang-Verfahrens ist, wenn die beiden genannten Kennzahlen für eine Beurteilung verwendet werden. Allerdings zeigt die Spanne der Mittelwerte aus FRZ-korrigierten Renditenreihen (3,58 – 9,05), dass diese einem Vielfachen des Mittelwerts der ursprünglichen Renditenreihe entsprechen. Ein Vergleich der auf vierteljährliche Renditenreihen anzuwendenden Zero-AC-Korrekturverfahren untereinander zeigt, dass mit dem FGW (original)-Verfahren verhältnismäßig gering variierende Mittelwerts-Quotienten errechnet werden. Mit dem Elimination-of-significant-AC-only Verfahren wird eine unrealistisch weite Spanne an Mittelwerts-Quotienten errechnet. In jährlicher Periodizität werden mit dem Blundell und Ward-Verfahren und den auf nominale Renditen anzuwendenden Reverse-Engineering-Korrekturverfahren sehr stabile Ergebnisse erzielt. Insgesamt scheinen mehrere Verfahren für die Korrektur von Renditenreihen geeignet zu sein, u. a. das Blundell und Ward-Verfahren.

Tabelle 135 Kennzahlen zu Mittelwerts-Quotienten für wachsende Zeitfenster der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Verhältnisse des Mittelwerts der korrigierten IPD-Renditenreihe zum Mittelwert der ursprünglichen IPD-Renditenreihe in jährlicher Periodizität | | | | | | |
|------------------------------------|--|-----------|-------|-------|-----------|--------------------|---------------------------|
| | Mittelwert | Std.-abw. | Min. | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| Index (original oder korrigiert) | | | | | | | |
| IPD UK Monthly Capital Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Blundell & Ward | 0,80 | 0,25 | 0,21 | 1,02 | 0,81 | 0,94 | 1,76 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 4,71 | 1,34 | 1,07 | 9,05 | 7,98 | 1,63 | 4,71 |
| Elimination of significant AC only | 1,48 | 2,60 | -5,04 | 11,62 | 16,66 | 11,30 | 35,33 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,98 | 0,46 | 0,42 | 2,19 | 1,76 | 1,91 | 3,26 |
| FGW (nominal returns) | 0,51 | 0,66 | -1,77 | 0,95 | 2,72 | 3,48 | 7,71 |
| Real | 0,23 | 0,62 | -1,98 | 0,65 | 2,63 | 5,72 | 13,66 |
| Geltner (original, a=1/2) | -1,14 | 1,56 | -4,03 | 0,56 | 4,59 | -7,46 | -10,93 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 0,67 | 0,44 | -0,47 | 1,03 | 1,51 | 1,93 | 3,59 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | 0,80 | 0,27 | 0,12 | 1,02 | 0,90 | 1,04 | 1,94 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | 0,89 | 0,15 | 0,51 | 1,01 | 0,50 | 0,54 | 1,01 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,93 | 0,34 | -0,13 | 1,22 | 1,35 | 1,30 | 2,69 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,99 | 0,12 | 0,63 | 1,27 | 0,64 | 0,63 | 2,23 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,09 | 0,39 | -0,70 | 0,42 | 1,12 | 4,41 | 8,50 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

6.3 Die Analyse unterschiedlicher Zeitreihenausschnitte des NCREIF Appreciation Index

6.3.1 Rollierende und wachsende Zeitfenster

Für die Analyse der 134 Renditen (135 Indexwerte) des NPI Appreciation-Index, die sich auf den Zeitbereich des 1. Quartals 1978 bis zum 2. Quartal 2011 beziehen, werden folgende variierende Zeitfenster verwendet:

- Ein rollierendes Zeitfenster, das 84 Quartale umfasst. Das erste Zeitfenster umfasst somit die Renditen für den Zeitraum vom 1. Quartal 1978 bis zum 4. Quartal 1998. Das 51. und letzte Zeitfenster umfasst Renditen für den Zeitraum vom 3. Quartal 1990 bis zum 2. Quartal 2011.
- Ein wachsendes Zeitfenster. Das erste Zeitfenster umfasst die 60 Renditen für den Zeitraum vom 1. Quartal 1978 bis zum 4. Quartal 1992. Das 75. und letzte Zeitfenster

umfasst die 134 Renditen für den Zeitraum vom 1. Quartal 1978 bis zum 2. Quartal 2011.

6.3.2 Kennzahlen zum Standardabweichungs-Quotienten (Verhältnis der Standardabweichung korrigierter Indexrenditen zur Standardabweichung ursprünglicher Indexrenditen)

Tabelle 136 Kennzahlen zu Standardabweichungs-Quotienten für rollierende Zeitfenster der Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Verhältnisse der Standardabweichung der korrigierten NPI-Renditenreihe zur Standardabweichung der ursprünglichen NPI-Renditenreihe in vierteljährlicher Periodizität | | | | | | |
|------------------------------------|--|-----------|------|--------|-----------|--------------------|---------------------------|
| | Mittelwert | Std.-abw. | Min. | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| Index (original oder korrigiert) | | | | | | | |
| NCREIF Appreciation Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 5,48 | 1,38 | 2,49 | 7,68 | 5,20 | 0,93 | 7,08 |
| Elimination of significant AC only | 23,38 | 48,49 | 2,05 | 287,73 | 285,68 | 33,14 | 342,71 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 2,17 | 0,29 | 1,67 | 2,54 | 0,87 | 0,39 | 1,48 |
| FGW (nominal returns) | 2,22 | 0,33 | 1,64 | 2,63 | 0,99 | 0,44 | 1,61 |
| Real | 2,22 | 0,33 | 1,64 | 2,63 | 0,99 | 0,44 | 1,61 |
| Bond & Hwang (original) | 0,85 | 0,06 | 0,79 | 1,03 | 0,24 | 0,29 | 1,32 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,95 | 0,14 | 0,79 | 1,54 | 0,75 | 0,83 | 9,82 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 0,81 | 0,27 | 0,60 | 2,26 | 1,67 | 2,25 | 15,94 |

Berechnet in R

Bezüglich der Standardabweichungs-Quotienten werden für rollierende Zeitfenster mit dem als Bond und Hwang (original) bezeichneten Korrekturverfahren besonders stabile Ergebnisse erzielt. Dieses Ergebnis ist interessant, da die Anwendung dieses Korrekturverfahrens die Schätzung von ARFIMA-Modellen beinhaltet. Aus Fachgesprächen mit Ökonometrikern liegt hier die Information vor, dass die Schätzung eines fraktional integrierten (FI)-Parameters verhältnismäßig längere Zeitreihen (mit ca. 200 Beobachtungen) erfordert als die Schätzung einfacher ARMA-Modelle. Daher ist bei kurzen Zeitreihen eher mit instabilen Ergebnissen zu rechnen. Für die rollierenden Zeitfenster werden korrigierte Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität erhalten, deren Standardabweichungen dem 0,79- bis 1,03-fachen der Standardabweichungen der Renditenreihe des NPI entsprechen.

Tabelle 137 Kennzahlen zu Standardabweichungs-Quotienten für wachsende Zeitfenster der Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Verhältnisse der Standardabweichung der korrigierten NPI-Renditenreihe zur Standardabweichung der ursprünglichen NPI-Renditenreihe in vierteljährlicher Periodizität | | | | | | |
|------------------------------------|--|-----------|------|--------|-----------|--------------------|---------------------------|
| | Mittelwert | Std.-abw. | Min. | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| Index (original oder korrigiert) | | | | | | | |
| NCREIF Appreciation Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 5,72 | 1,21 | 2,92 | 10,86 | 7,94 | 1,42 | 4,08 |
| Elimination of significant AC only | 12,37 | 30,66 | 1,57 | 259,52 | 257,95 | 50,88 | 157,65 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 2,01 | 0,21 | 1,75 | 2,33 | 0,59 | 0,30 | 0,98 |
| FGW (nominal returns) | 2,04 | 0,23 | 1,75 | 2,39 | 0,64 | 0,31 | 1,00 |
| Real | 2,04 | 0,23 | 1,75 | 2,39 | 0,64 | 0,31 | 1,00 |
| Bond & Hwang (original) | 0,84 | 0,08 | 0,77 | 1,03 | 0,26 | 0,31 | 0,65 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,89 | 0,04 | 0,84 | 1,14 | 0,30 | 0,34 | 1,50 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 0,69 | 0,07 | 0,61 | 1,03 | 0,42 | 0,63 | 2,21 |

Tabelle 138 Kennzahlen zu Standardabweichungs-Quotienten für rollierende Zeitfenster der Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Verhältnisse der Standardabweichung der korrigierten NPI-Renditenreihe zur Standardabweichung der ursprünglichen NPI-Renditenreihe in jährlicher Periodizität | | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------|------|--------|-----------|--------------------|---------------------------|
| | Mittelwert | Std.-abw. | Min. | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| Index (original oder korrigiert) | | | | | | | |
| NCREIF Appreciation Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Blundell & Ward | 2,63 | 0,50 | 1,42 | 3,46 | 2,04 | 0,75 | 7,08 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 3,78 | 1,13 | 1,23 | 6,01 | 4,78 | 1,18 | 10,43 |
| Elimination of significant AC only | 16,50 | 33,89 | 1,15 | 204,89 | 203,74 | 31,33 | 322,43 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 1,52 | 0,30 | 0,89 | 1,97 | 1,08 | 0,70 | 9,91 |
| FGW (nominal returns) | 1,58 | 0,36 | 0,80 | 2,10 | 1,30 | 0,79 | 10,36 |
| Real | 1,54 | 0,34 | 0,82 | 2,05 | 1,23 | 0,76 | 11,27 |
| Geltner (original, a=1/2) | 1,78 | 0,21 | 1,46 | 2,33 | 0,87 | 0,51 | 4,48 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 1,76 | 0,23 | 1,46 | 2,47 | 1,01 | 0,60 | 7,16 |
| Bond & Hwang (original) | 0,81 | 0,06 | 0,70 | 0,97 | 0,27 | 0,33 | 1,89 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,85 | 0,19 | 0,72 | 1,76 | 1,04 | 1,30 | 10,94 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 0,72 | 0,35 | 0,53 | 2,61 | 2,08 | 3,38 | 19,48 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 4,94 | 15,90 | 0,41 | 82,79 | 82,38 | 109,46 | 1130,31 |

Tabelle 139 Kennzahlen zu Standardabweichungs-Quotienten für wachsende Zeitfenster der Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Verhältnisse der Standardabweichung der korrigierten NPI-Renditenreihe zur Standardabweichung der ursprünglichen NPI-Renditenreihe in jährlicher Periodizität | | | | | | |
|-------------------------------------|---|-----------|------|--------|-----------|--------------------|---------------------------|
| | Mittelwert | Std.-abw. | Min. | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| Index (original oder korrigiert) | | | | | | | |
| NCREIF Appreciation Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Blundell & Ward | 3,07 | 0,58 | 1,69 | 4,84 | 3,15 | 1,07 | 3,72 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 4,28 | 0,99 | 1,80 | 8,01 | 6,21 | 1,44 | 4,54 |
| Elimination of significant AC only | 9,17 | 21,39 | 1,47 | 179,56 | 178,08 | 57,83 | 182,89 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 1,46 | 0,17 | 1,07 | 1,71 | 0,64 | 0,43 | 1,84 |
| FGW (nominal returns) | 1,52 | 0,20 | 1,07 | 1,80 | 0,73 | 0,48 | 1,52 |
| Real | 1,38 | 0,17 | 1,00 | 1,61 | 0,61 | 0,44 | 1,66 |
| Geltner (original, $a=1/2$) | 1,54 | 0,19 | 1,40 | 2,22 | 0,82 | 0,55 | 1,05 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 1,60 | 0,21 | 1,42 | 2,24 | 0,82 | 0,53 | 1,20 |
| Bond & Hwang (original) | 0,79 | 0,05 | 0,75 | 0,94 | 0,19 | 0,24 | 1,02 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,81 | 0,05 | 0,77 | 0,97 | 0,21 | 0,26 | 1,10 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 0,59 | 0,11 | 0,50 | 0,90 | 0,40 | 0,72 | 2,03 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,80 | 0,09 | 0,63 | 0,94 | 0,31 | 0,39 | 1,08 |

Es zeigt sich jedoch auch, dass mit den Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren FGW (original), FGW (angewandt auf nominale Renditen) und Real fast annähernd so stabile Standardabweichungs-Quotienten wie mit dem Bond und Hwang (original)-Verfahren errechnet werden. Für diese wird aber eine höhere Spanne (ca. 1,64 – ca. 2,6) von Quotienten für die korrigierten Renditenreihen erhalten. Weniger stabile Standardabweichungs-Quotienten werden für rollierende Zeitfenster und Auswertungen der Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität mit den Korrekturverfahren von FRZ, Bond und Hwang (Market Factor, d. h. Berücksichtigung möglicher Trägheit in der Informationsverarbeitung auf dem Immobilienmarkt), Bond und Hwang (Appraisal-Seasonality, d. h. Berücksichtigung des Phänomens der Saisonalität in den Bewertungen) erzielt. Insbesondere werden mit der Methode, bei der nur die signifikante Autokorrelation aus der Renditenreihe herausgerechnet wird, stark variierende Standardabweichungs-Quotienten erhalten.

Abweichend davon werden für vierteljährliche Renditenreihen bei wachsenden Zeitfenstern für das Bond und Hwang (Market Factor)- sowie das Bond und Hwang (Appraisal-

Seasonality)-Korrekturverfahren erheblich stabilere Standardabweichungs-Quotienten als für die rollierenden Zeitfenster errechnet. Dabei wirkt sich offensichtlich die steigende Anzahl an Beobachtungen positiv auf die Schätzergebnisse aus.

Für die in jährlicher Periodizität ausgewerteten Renditenreihen rollierender Zeitfenster werden mit dem auf vierteljährliche Renditenreihen angewandten Korrekturverfahren von Bond und Hwang (original) mit Abstand sehr gering variierende Standardabweichungs-Quotienten errechnet. Ein Vergleich der Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren untereinander zeigt, dass sich bei den in jährlicher Periodizität ausgewerteten Renditenreihen mit rollierenden Zeitfenstern das Blundell und Ward-Verfahren als besonders stabil erweist. Für das Reverse-Engineering-Korrekturverfahren von Geltner (original) werden noch etwas stabilere Standardabweichungs-Quotienten errechnet. Es wird aber wieder angemerkt, dass für dieses Korrekturverfahren kein ökonometrisches Modell zu schätzen ist, so dass eine gewisse Stabilität erwartet werden kann. Bei Auswertung der Renditenreihen wachsender Zeitfenster in jährlicher Periodizität zeigt sich, dass unter den Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren nicht mehr das Blundell und Ward- sondern das Fisher, Geltner und Webb (nominal returns)-Verfahren die stabilsten Ergebnisse liefert (beurteilt nach Kennzahl 8). Bei Einbezug aller Korrekturverfahren in die Betrachtung, werden aber immer noch mit dem Bond und Hwang (original)-Verfahren die am geringsten über die Zeitfenster variierenden Standardabweichungs-Quotienten errechnet, gefolgt von einem auf Renditenreihen in jährlicher Periodizität angewandten Bond und Hwang (annual returns)-Verfahren. Insgesamt wird wie bei der IPD-Zeitreihe festgestellt, dass mit der einfachsten Variante des Bond und Hwang-Verfahrens (angewandt auf monatliche Renditenreihen beim IPD und auf vierteljährliche beim NPI und jeweils ohne Einbezug weiterer AR-Terme) die stabilsten Ergebnisse erzielt werden. Sofern ein Analyst jedoch glaubt, dass durch die Bewertungsphänomene die Volatilität der Renditenreihe eines bewertungsbasierten Index verringert wird, wird eine Anwendung des FGW (nominal returns)- oder Blundell und Ward-Verfahrens zur Korrektur von Renditenreihen vorgeschlagen.

6.3.3 Kennzahlen zum Mittelwerts-Quotienten (Verhältnis des Mittelwerts korrigierter Indexrenditen zum Mittelwert ursprünglicher Indexrenditen)

Tabelle 140 Kennzahlen zu Mittelwerts-Quotienten für rollierende Zeitfenster der Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Verhältnisse der Mittelwerte der korrigierten NPI-Renditenreihe zu den Mittelwerten der ursprünglichen NPI-Renditenreihe in vierteljährlicher Periodizität | | | | | | |
|------------------------------------|--|-----------|---------|--------|-----------|--------------------|---------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Mittelwert | Std.-abw. | Min. | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| NCREIF Appreciation Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 8,43 | 27,14 | -153,30 | 91,35 | 244,66 | 27,57 | 134,05 |
| Elimination of significant AC only | 20,17 | 104,22 | -101,62 | 666,48 | 768,10 | 1456,55 | 10284,35 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | -0,57 | 15,94 | -89,35 | 50,15 | 139,50 | -239,73 | -1204,57 |
| FGW (nominal returns) | 1,06 | 6,24 | -29,40 | 21,99 | 51,39 | 51,37 | 346,96 |
| Real | 6,85 | 23,08 | -47,99 | 104,84 | 152,83 | 39,71 | 328,50 |
| Bond & Hwang (original) | 1,11 | 2,51 | -12,90 | 10,06 | 22,97 | 21,88 | 97,93 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,99 | 3,10 | -17,35 | 10,19 | 27,54 | 28,04 | 146,75 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 1,40 | 3,43 | -16,01 | 13,89 | 29,91 | 25,66 | 161,16 |

Berechnet in R

Tabelle 141 Kennzahlen zu Mittelwerts-Quotienten für wachsende Zeitfenster der Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Verhältnisse der Mittelwerte der korrigierten NPI-Renditenreihe zu den Mittelwerten der ursprünglichen NPI-Renditenreihe in vierteljährlicher Periodizität | | | | | | |
|------------------------------------|--|-----------|--------|-------|-----------|--------------------|---------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Mittelwert | Std.-abw. | Min. | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| NCREIF Appreciation Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 9,35 | 1,94 | 5,12 | 13,23 | 8,11 | 0,86 | 4,35 |
| Elimination of significant AC only | -0,12 | 5,57 | -42,44 | 10,33 | 52,76 | 231,60 | 969,81 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 2,41 | 0,81 | 1,16 | 4,13 | 2,98 | 1,39 | 5,95 |
| FGW (nominal returns) | -0,36 | 0,88 | -2,48 | 0,59 | 3,07 | 135,24 | 634,66 |
| Real | 1,84 | 1,08 | -0,43 | 4,07 | 4,51 | 2,61 | 9,82 |
| Bond & Hwang (original) | 0,77 | 0,31 | 0,15 | 1,15 | 0,99 | 1,12 | 5,44 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,75 | 0,37 | -0,02 | 1,14 | 1,16 | 1,28 | 5,58 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 0,85 | 0,26 | 0,10 | 1,17 | 1,07 | 1,11 | 5,58 |

Tabelle 142 Kennzahlen zu Mittelwerts-Quotienten für rollierende Zeitfenster der Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Verhältnisse der Mittelwerte der korrigierten NPI-Renditenreihe zu den Mittelwerten der ursprünglichen NPI-Renditenreihe in jährlicher Periodizität | | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------|---------|---------|-----------|--------------------|---------------------------|
| | Mittelwert | Std.-abw. | Min. | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| Index (original oder korrigiert) | | | | | | | |
| NCREIF Appreciation Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Blundell & Ward | 2,20 | 8,77 | -39,77 | 30,48 | 70,25 | 37,30 | 251,71 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 8,43 | 27,14 | -153,30 | 91,35 | 244,66 | 27,57 | 134,05 |
| Elimination of significant AC only | 20,17 | 104,22 | -101,62 | 666,48 | 768,10 | 1456,55 | 10284,35 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | -0,57 | 15,94 | -89,35 | 50,15 | 139,50 | -239,73 | -1204,57 |
| FGW (nominal returns) | 1,06 | 6,24 | -29,40 | 21,99 | 51,39 | 51,37 | 346,96 |
| Real | 6,85 | 23,08 | -47,99 | 104,84 | 152,83 | 39,71 | 328,50 |
| Geltner (original, a=1/2) | 1,32 | 3,76 | -18,16 | 12,14 | 30,29 | 19,68 | 126,92 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 1,57 | 3,74 | -12,30 | 14,85 | 27,15 | 16,97 | 136,57 |
| Bond & Hwang (original) | 1,11 | 2,51 | -12,90 | 10,06 | 22,97 | 21,88 | 97,93 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,99 | 3,10 | -17,35 | 10,19 | 27,54 | 28,04 | 146,75 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 1,40 | 3,43 | -16,01 | 13,89 | 29,91 | 25,66 | 161,16 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 30,40 | 303,55 | -422,50 | 1904,66 | 2327,16 | 3295,27 | 27078,67 |

Bezüglich der Mittelwerts-Quotienten wird für die rollierenden Zeitfenster bei jedem einzelnen Korrekturverfahren eine weite Spanne an Ergebnissen erzielt. Es werden daher nur die Ergebnisse für wachsende Zeitfenster betrachtet, die deutlich stabiler sind. Die Betrachtung der Ergebnisse für die in vierteljährlicher Periodizität ausgewerteten Zeitreihen zeigt, dass mit dem Bond und Hwang-Verfahren in allen Varianten sehr stabile Mittelwerts-Quotienten über die Zeitfenster errechnet werden. Ungefähr genauso stabil ist das Fisher, Geltner und Webb (original)-Verfahren. Die stabilsten Mittelwerts-Quotienten werden, nach den Kennzahlen (7) und (8) beurteilt, jedoch für das Firstenberg, Ross und Zisler-Verfahren errechnet. Jedoch können zur Beurteilung der Stabilität der aus den Korrekturverfahren erzielten Ergebnisse bezüglich der Mittelwerts-Quotienten auch noch die weiteren Informationen in die Betrachtungen einbezogen werden. So weisen die mit dem FRZ-Verfahren korrigierten Renditen einen Mittelwert auf, der 5,12 bis 13,23 mal so hoch ist wie der ursprüngliche Mittelwert. Außerdem schneidet das FGW (nominal returns)-Verfahren möglicherweise ungerechtfertigt schlecht ab, wenn nur die Kennzahlen (7) und (8) für eine Beurteilung der Stabilität der Korrekturverfahren verwendet werden. Sofern zusätzlich die

Differenz aus dem maximalen und dem minimalen Mittelwerts-Quotienten (Kennzahl 6) in die Beurteilung einbezogen wird, zeigt sich das Bond und Hwang-Verfahren in allen drei Varianten als besonders stabil, gefolgt von den Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren FGW (original), FGW (nominal returns) und Real. Für das FRZ-Verfahren werden stärker abweichende Mittelwerts-Quotienten für die unterschiedlichen Zeitfenster errechnet.

Die Auswertungen der Renditenreihen in jährlicher Periodizität bestätigen diese Ergebnisse. Außerdem wird beim Blundell und Ward-Verfahren eine weitere Spanne an Mittelwerts-Quotienten für die wachsenden Zeitfenster errechnet als für die drei am besten abschneidenden Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren, die auf Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität angewendet werden. Auch mit dem auf jährliche Renditenreihen angewandten Verfahren von Bond und Hwang ergibt sich eine höhere Spanne an Mittelwert-Quotienten als für die auf vierteljährliche Renditenreihen angewandten Varianten des Bond und Hwang-Verfahrens.

Tabelle 143 Kennzahlen zu Mittelwerts-Quotienten für wachsende Zeitfenster der Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Verhältnisse der Mittelwerte der korrigierten NPI-Renditenreihe zu den Mittelwerten der ursprünglichen NPI-Renditenreihe in jährlicher Periodizität | | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------|-------|-------|-----------|--------------------|---------------------------|
| | Mittelwert | Std.-abw. | Min. | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| Index (original oder korrigiert) | | | | | | | |
| NCREIF Appreciation Index | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Blundell & Ward | -0,88 | 2,47 | -7,22 | 1,55 | 8,77 | 34,71 | 130,38 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 9,18 | 2,73 | 3,39 | 15,25 | 11,87 | 1,29 | 8,55 |
| Elimination of significant AC only | 0,33 | 2,40 | -2,74 | 10,33 | 13,07 | 22,85 | 174,70 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 2,38 | 0,88 | 1,05 | 4,60 | 3,55 | 1,67 | 7,85 |
| FGW (nominal returns) | -0,40 | 0,90 | -2,48 | 0,63 | 3,11 | -69,76 | -274,93 |
| Real | 1,83 | 1,09 | -0,43 | 4,08 | 4,51 | 2,71 | 9,96 |
| Geltner (original, a=1/2) | 0,87 | 0,57 | -0,55 | 1,57 | 2,11 | 1,99 | 8,50 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 0,44 | 0,63 | -0,96 | 1,18 | 2,14 | 3,21 | 14,76 |
| Bond & Hwang (original) | 0,76 | 0,34 | 0,14 | 1,22 | 1,07 | 1,22 | 6,30 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,75 | 0,41 | -0,08 | 1,33 | 1,41 | 1,57 | 6,13 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 0,86 | 0,30 | 0,18 | 1,31 | 1,14 | 1,18 | 7,51 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 2,71 | 1,84 | 1,21 | 6,29 | 5,08 | 3,05 | 6,71 |

Insgesamt kann festgestellt werden, dass eine weite Spanne an Mittelwerts-Quotienten errechnet wird. Jedoch ist zu berücksichtigen, dass die Mittelwerte der Renditenreihen vielleicht teilweise auch nur in Größenordnungen von (absolut) weniger als einem Prozent liegen. Eine geringe absolute Veränderung dieses Prozentsatzes bewirkt daher möglicherweise eine hohe relative Veränderung.

6.4 Zusammenfassung der Ergebnisse über die Stabilität der Korrekturverfahren bei einer Analyse verschiedener Zeitfenster

Mit dem Korrekturverfahren von Bond und Hwang werden in allen Varianten und für beide Indices (IPD und NPI) überwiegend Ergebnisse erzielt, die auf eine geringere Standardabweichung der korrigierten Indexrenditen (die den Marktrenditen entsprechen sollen) gegenüber der Standardabweichung der ursprünglichen Indexrenditen hindeuten. Dagegen werden für eine Reihe der übrigen Korrekturverfahren mittelmäßig variierende Quotienten für die Zeitfenster errechnet, die zudem fast ausschließlich Erhöhungen (teilweise Verdopplungen) der Standardabweichung der korrigierten Indexrenditen gegenüber der Standardabweichung der ursprünglichen Indexrenditen anzeigen. Sofern ein Analyst also glaubt, dass durch die Bewertungsphänomene die Volatilität der Renditenreihe eines bewertungsbasierten Index verringert wird, kann er zur Korrektur das Blundell und Ward-Verfahren oder das Verfahren von Fisher, Geltner und Webb (angewandt auf nominale Renditen) anwenden. Ansonsten kann der Analyst auf das Verfahren von Bond und Hwang in seiner einfachsten Variante (d. h. ohne zusätzliche AR-Terme) zurückgreifen, da es sich als besonders stabil erweist.

Allerdings soll auf der Grundlage dieser Ergebnisse keine abschließende Beurteilung über die Eignung der Verfahren zur Korrektur von Renditenreihen bewertungsbasierter Indices vorgenommen werden. Vielmehr werden die in den folgenden Abschnitten vorgestellten Ergebnisse weitere Klarheit darüber schaffen.

Weitere Ergebnisse zu Standardabweichungen, Mittelwerten und Korrelationskoeffizienten für rollierende und wachsende Zeitfenster werden im Anhang tabellarisch (siehe Abschnitt 9.5) und graphisch (siehe Abschnitt 9.6) dargestellt.

6.5 Die Veränderung der korrigierten Indexwerte bei Fortschreibung des Ursprungsindex am aktuellen Rand

6.5.1 Kennzahlen zur Messung der Veränderungen korrigierter Indices bei Fortschreibung eines Ursprungsindex

Bei Fortschreibung der IPD- und NPI-Indices am aktuellen Rand können die Korrekturverfahren erneut auf die dann längeren Zeitreihen von Indexrenditen angewendet werden. Die korrigierten Indexrenditen können dann auch für erneute Berechnungen von korrigierten Indexwerten verwendet werden. Bei Fortschreibung des Originalindex in regelmäßigen Zeitabständen werden daher wahrscheinlich auch wiederholte Veränderungen der korrigierten Indexwerte für die historischen Zeitpunkte erforderlich sein. Falls allerdings mit Hilfe der Anwendung eines Korrekturverfahrens auf die IPD- oder NPI-Indexrenditen tatsächlich die wahren IPD- bzw. NPI-Marktrenditen und folglich auch Marktwerte erzielt werden, dürfen sich diese bei Fortschreibung der Originalzeitreihe am aktuellen Rand und anschließender erneuter Anwendung des Korrekturverfahrens nicht mehr verändern. Sofern an ein Korrekturverfahren zumindest die Anforderung gestellt wird, dass die korrigierten Renditen eines bewertungsbasierten Index eher als die ursprünglichen Renditen den wahren Marktrenditen entsprechen, ist wahrscheinlich mit einem geringen Veränderungsbedarf bei den korrigierten Indexwerten zu rechnen, wenn ein neuer Indexwert publiziert wird.

In den folgenden Abschnitten werden die Ergebnisse von Untersuchungen vorgestellt, in denen die prozentualen Veränderungen von Indexwerten korrigierter Indices für frühere Zeitpunkte beim sukzessiven Fortschreiben des Originalindex analysiert wurden. Hierbei wurde die „Mittlere absolute Veränderung“ (MAA) des neuen Werts einer korrigierten Indexzeitreihe für einen bestimmten Zeitpunkt gegenüber dem bisherigen Wert bei sukzessivem Fortschreiben des Originalindex errechnet. Außerdem wurde das Kriterium „Wurzel aus der mittleren quadrierten Veränderung“ (WMQA) und das Kriterium „Mittlere Veränderung“ (MA) - jeweils in Prozent - berücksichtigt. Beim Kriterium „Wurzel aus der mittleren quadrierten Veränderung“ werden überdurchschnittliche Veränderungen der Werte eines korrigierten Index stärker gewichtet als unterdurchschnittliche. Beim Kriterium „Mittlere absolute Veränderung“ werden alle Veränderungen gleich gewichtet.

6.5.2 Die Fortschreibung des IPD UK Monthly Capital Index

Die Zeitreihe des IPD UK Monthly Capital Index wurde, ausgehend von den ersten 180 Monatsrenditen, sukzessive um einen Monatswert verlängert (wachsendes Zeitfenster) und wiederholt mit den unterschiedlichen Verfahren korrigiert.¹⁷³ Es wurde jeweils errechnet, um wieviel Prozent der bisher aktuellste (Lag 0) aus einer korrigierten Renditenreihe in jährlicher Periodizität errechnete Indexwert bei Publikation eines neuen Werts des IPD-Index in monatlicher Periodizität zu überarbeiten war.¹⁷⁴ Außerdem wurden auch die prozentualen Veränderungen der aus korrigierten Renditen errechneten Indexwerte für die fünf Vorjahre (Lag 1 bis Lag 5) des aktuellsten Jahres errechnet. Diese Berechnungen wurden differenziert für jedes Korrekturverfahren vorgenommen. Die folgenden Tabellen zeigen die „Mittleren absoluten Veränderungen“ in Prozent sowie die „Wurzel aus der mittleren quadrierten Veränderung“ und die „Mittlere Veränderung“ der vorläufig aktuellsten sechs aus korrigierten Renditen errechneten Indexwerte in jährlicher Periodizität bei sukzessiver Publikation neuer IPD-Indexwerte in monatlicher Periodizität, differenziert nach Korrekturverfahren. Ergebnisse aus den entsprechenden Untersuchungen für Zeitreihen korrigierter Indexwerte in monatlicher und vierteljährlicher Periodizität werden tabellarisch im Anhang (Abschnitt 9.5.5) ausgewiesen.

¹⁷³ Da vierteljährliche bzw. jährliche Renditen nur errechnet werden können, sofern monatliche Renditen für volle Quartale bzw. Jahre vorliegen, können die auf vierteljährliche und jährliche Renditenreihen anzuwendenden Korrekturverfahren auch nur auf den Teil der ursprünglich in monatlicher Periodizität vorliegenden IPD-Zeitreihe angewendet werden, für den bereits Monatswerte für volle Quartale bzw. Jahre veröffentlicht sind.

¹⁷⁴ Die prozentualen Veränderungen der Indexwerte (nach Überarbeitung gegenüber vor Überarbeitung) werden als kontinuierliche Renditen errechnet.

Da alle Korrekturverfahren in die Untersuchung einbezogen werden sollten, d. h. auch diejenigen, die auf Renditenreihen in jährlicher Periodizität anzuwenden sind, wurden die korrigierten Indices in der jährlichen Periodizität analysiert.

Tabelle 144 Mittlere absolute prozentuale Veränderung der aus korrigierten IPD-Renditenreihen errechneten Indexwerte in jährlicher Periodizität für die bisher aktuellsten sechs Jahre bei sukzessivem Fortschreiben des IPD UK Monthly Capital Index

| IPD-Korrekturverfahren | Mittlere absolute Veränderung (%) | | | | | |
|---|-----------------------------------|--------|-------|-------|-------|-------|
| Jahresindices | Lag 0 | Lag 1 | Lag 2 | Lag 3 | Lag 4 | Lag 5 |
| Blundell & Ward | 1,50 | 0,96 | 0,42 | 0,52 | 0,59 | 0,77 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 45,85 | 65,95 | 80,31 | 76,79 | 68,09 | 59,51 |
| Elimination of significant AC only (FRZ-type) | 122,10 | 117,03 | 60,01 | 43,48 | 47,41 | 49,66 |
| Fisher, Geltner & Webb | 1,95 | 2,75 | 1,48 | 1,27 | 1,31 | 1,66 |
| FGW (nominal returns) | 12,33 | 12,89 | 10,83 | 8,39 | 7,23 | 6,34 |
| Real | 10,84 | 11,48 | 9,62 | 8,25 | 7,39 | 6,76 |
| Geltner (original, $a=1/2$) | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 7,60 | 7,05 | 6,59 | 6,18 | 5,76 | 5,37 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 3,54 | 3,95 | 4,16 | 3,79 | 3,53 | 3,19 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,99 | 0,66 | 0,53 | 0,42 | 0,37 | 0,40 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

Berechnet in R

Tabelle 145 Wurzel aus der mittleren quadrierten prozentualen Veränderung der aus korrigierten IPD-Renditenreihen errechneten Indexwerte in jährlicher Periodizität für die bisher aktuellsten sechs Jahre bei sukzessivem Fortschreiben des IPD UK Monthly Capital Index

| IPD-Korrekturverfahren | Wurzel aus der mittleren quadrierten Veränderung (%) | | | | | |
|---|--|--------|--------|--------|--------|--------|
| Jahresindices | Lag 0 | Lag 1 | Lag 2 | Lag 3 | Lag 4 | Lag 5 |
| Blundell & Ward | 3,27 | 1,74 | 0,53 | 0,83 | 0,97 | 1,35 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 71,55 | 109,50 | 146,75 | 142,58 | 127,56 | 110,76 |
| Elimination of significant AC only (FRZ-type) | 291,81 | 227,20 | 92,40 | 76,27 | 82,55 | 78,59 |
| Fisher, Geltner & Webb | 2,89 | 4,55 | 2,57 | 1,64 | 1,81 | 2,20 |
| FGW (nominal returns) | 20,07 | 21,54 | 18,25 | 14,52 | 12,44 | 11,21 |
| Real | 17,84 | 19,41 | 16,56 | 13,21 | 11,28 | 10,13 |
| Geltner (original, $a=1/2$) | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 10,86 | 10,24 | 9,61 | 8,98 | 8,39 | 7,83 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 4,48 | 5,34 | 6,19 | 6,01 | 5,74 | 5,16 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,88 | 1,00 | 0,76 | 0,63 | 0,63 | 0,61 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

Tabelle 146 Mittlere prozentuale Veränderung der aus korrigierten IPD-Renditenreihen errechneten Indexwerte in jährlicher Periodizität für die bisher aktuellsten sechs Jahre bei sukzessivem Fortschreiben des IPD UK Monthly Capital Index

| IPD-Korrekturverfahren | Mittlere Veränderung (%) | | | | | |
|---|--------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Jahresindices | Lag 0 | Lag 1 | Lag 2 | Lag 3 | Lag 4 | Lag 5 |
| Blundell & Ward | -1,21 | -0,35 | 0,03 | 0,12 | 0,07 | 0,08 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -2,78 | 3,15 | -11,46 | -13,58 | -14,63 | -12,49 |
| Elimination of significant AC only (FRZ-type) | -80,06 | -29,01 | 14,92 | 2,73 | -8,65 | -17,70 |
| Fisher, Geltner & Webb | -0,41 | 0,20 | 0,43 | 0,77 | 0,62 | 0,62 |
| FGW (nominal returns) | -2,87 | -1,86 | -1,48 | -0,88 | -1,02 | -0,86 |
| Real | -2,24 | -1,22 | -0,95 | -0,49 | -0,71 | -0,60 |
| Geltner (original, $a=1/2$) | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -2,42 | -2,32 | -2,18 | -2,02 | -1,90 | -1,79 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -0,63 | -0,26 | -0,37 | -0,51 | -0,70 | -0,71 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -0,67 | -0,47 | -0,40 | -0,34 | -0,31 | -0,25 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

Die Ergebnisse für das Korrekturverfahren von Firstenberg, Ross und Zisler (siehe Tabelle 144) zeigen beispielsweise, dass bisher bei Publikation eines neuen IPD-Indexwerts im Mittel eine Korrektur des aus der FRZ-korrigierten Renditenreihe in jährlicher Periodizität errechneten FRZ-Indexwerts für das vorläufig jüngste Jahr (Lag 0) um 45,85 Prozent erforderlich war. Dabei ist zu berücksichtigen, dass IPD-Indexwerte in monatlicher Periodizität fortgeschrieben werden, das FRZ-Korrekturverfahren jedoch auf Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität angewandt wird. Das bedeutet, dass in zwei aufeinander folgenden Monaten keine Überarbeitung des bisher aktuellsten FRZ-Indexwerts erfolgt (d.h., eine Veränderung des Indexwerts um null Prozent ermittelt wird), und im dritten Monat der bisher aktuellste Indexwert um $3 \cdot 45,85 = 137,55$ Prozent seines ursprünglichen Werts abgeändert wird.

Aus den Tabellen ist ersichtlich, dass die Fortschreibung des IPD keine Veränderung der unter Verwendung der Korrekturverfahren von Geltner sowie Barkham und Geltner (in allen Varianten) errechneten Indexwerte für historische Zeitpunkte erfordert. Dies ist auf die Konstruktionsweisen dieser Reverse-Engineering-Korrekturverfahren zurückzuführen, da ein gleichbleibender Wert für den Korrekturfaktor a unterstellt wird und bei einer Verlängerung

der ursprünglichen Indexzeitreihe keine erneuten Schätzungen von Korrekturfaktoren mit ökonometrischen Verfahren erfolgen.

Die Analysen ergeben, dass auch die mit dem Verfahren von Bond und Hwang (quarterly returns) korrigierten Indices bei Publikation neuer IPD-Indexwerte kaum zu verändern sind. Im Mittel ist der Bond und Hwang (quarterly returns)-Indexwert für das vorläufig aktuellste Jahr um 0,99 Prozent pro Monat zu verändern. Auch für die Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren von Blundell und Ward sowie Fisher, Geltner und Webb sind nur geringe Veränderungen der Indexwerte um 1,5 bzw. 1,95 Prozent pro Monat erforderlich. Für das auf IPD-Renditenreihen in monatlicher Periodizität anzuwendende Korrekturverfahren Bond und Hwang (monthly returns) bzw. Bond und Hwang (monthly returns, AR 3) sind bereits Veränderungen des korrigierten Indexwerts um bis zu 7,6 Prozent monatlich bzw. 3,54 Prozent monatlich erforderlich.

Anstelle des Kriteriums der mittleren absoluten Veränderung kann auch das der Wurzel aus der mittleren quadrierten Veränderung für eine Beurteilung des Veränderungsbedarfs der aus korrigierten Renditenreihen errechneten jährlichen Indices berücksichtigt werden (siehe Tabelle 145). Während bei der mittleren absoluten Veränderung alle Veränderungen gleich gewichtet sind, erhalten bei der Wurzel aus der mittleren quadrierten Veränderung überdurchschnittliche Veränderungen ein höheres Gewicht als unterdurchschnittliche Veränderungen. Dadurch werden Korrekturverfahren bestraft, die auf Renditenreihen höherer Periodizität angewandt werden, da Korrekturen eines aktuellen Indexwerts dann seltener erfolgen, sich aber ein stärkerer Veränderungsbedarf ergibt. Nach dem Kriterium der Wurzel aus der mittleren quadrierten Veränderung schneidet daher das Korrekturverfahren von Fisher, Geltner und Webb (gemessen am „Lag 0“) besser ab als das Korrekturverfahren von Blundell und Ward. Dies ist leicht einsichtig, da das Blundell und Ward-Verfahren auf jährliche Renditenreihen angewandt wird und daher nur jährlich Veränderungen ermittelt werden, die deswegen verhältnismäßig stärker ausfallen als beim auf vierteljährliche Renditenreihen angewandten FGW-Verfahren. Nach der mittleren absoluten Veränderung besteht aber ein geringerer durchschnittlicher Veränderungsbedarf bei Anwendung des Korrekturverfahrens von Blundell und Ward.

Aus der mittleren Veränderung (siehe Tabelle 146) werden Informationen darüber gewonnen, ob sich die erforderlichen positiven und negativen Veränderungen korrigierter Indexwerte im Mittel ausgleichen. Aus der Tabelle ist beispielsweise ersichtlich, dass bei

Anwendung des Korrekturverfahrens von Bond und Hwang in allen Varianten die negativen Anpassungen der Bond und Hwang-Indexwerte gegenüber den positiven bei Publikation neuer IPD-Indexwerte überwiegen.

6.5.3 Die Fortschreibung des NCREIF Appreciation Index

Die Zeitreihe des NCREIF Appreciation Index wurde, ausgehend von den ersten 60 Quartalsrenditen, sukzessive um einen Quartalswert verlängert (wachsendes Zeitfenster) und ihre Renditen jeweils erneut mit den unterschiedlichen Verfahren korrigiert. Im Folgenden werden die erforderlichen Veränderungen der korrigierten Zeitreihenwerte in jährlicher Periodizität bei Fortschreibung des ursprünglichen NPI in der vierteljährlichen Periodizität, differenziert nach Korrekturverfahren, betrachtet. Ergebnisse für die korrigierten Zeitreihenwerte in der vierteljährlichen Periodizität sind tabellarisch im Anhang (Abschnitt 9.5.5.3) angegeben.

Es wird ausdrücklich darauf hingewiesen, dass sich die Tabellen auf den Veränderungsbedarf jährlicher Indexwerte bei Publikation eines neuen NPI-Indexwerts in vierteljährlicher Periodizität beziehen. Im Gegensatz dazu wurde für den IPD der Veränderungsbedarf jährlicher Indexwerte bei Publikation eines neuen IPD-Indexwerts in monatlicher Periodizität aufgezeigt. Es wäre daher zu erwarten, dass die in Tabelle 147 angegebenen Prozentsätze die dreifache Größenordnung (3 Monate = 1 Quartal) der in Tabelle 144 angegebenen Prozentsätze für die entsprechenden Korrekturverfahren aufweisen.

Bei dem Korrekturverfahren von Geltner (in beiden Varianten) besteht nur ein geringer Veränderungsbedarf für die korrigierten Indexwerte, wenn der NPI fortgeschrieben wird. Dieser geringe Veränderungsbedarf ergibt sich aus einer Veränderung der Korrekturfaktoren. Jedoch ist er verhältnismäßig gering, da nicht wie bei Zero-Autocorrelation-Korrekturfaktoren ein ökonometrisches Modell zu schätzen ist. Abgesehen von dem Reverse-Engineering-Korrekturverfahren von Geltner in beiden Varianten ist der geringste Veränderungsbedarf beim Fisher, Geltner und Webb (nominal returns)-Verfahren erforderlich. Das Blundell und Ward-Verfahren schneidet mit einer durchschnittlichen Veränderung des vorläufig aktuellsten korrigierten Indexwerts in Höhe von 13,54 Prozent schlechter als im IPD-Fall ab. Aus Tabelle 149 ist ersichtlich, dass beim Blundell und Ward-Verfahren positive Veränderungen überwiegen, während es beim Firstenberg, Ross und Zisler-Verfahren die negativen sind.

Tabelle 147 Mittlere absolute prozentuale Veränderung der aus korrigierten NPI-Renditenreihen errechneten Indexwerte in jährlicher Periodizität für die bisher aktuellsten sechs Jahre bei sukzessivem Fortschreiben des NCREIF Appreciation Index

| NPI-Korrekturverfahren | Mittlere absolute Veränderung (%) | | | | | |
|--------------------------------------|--|-------|-------|-------|-------|-------|
| Jahresindices | Lag 0 | Lag 1 | Lag 2 | Lag 3 | Lag 4 | Lag 5 |
| Blundell & Ward | 13,54 | 9,40 | 5,45 | 4,04 | 4,00 | 4,44 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 63,96 | 60,34 | 62,44 | 61,19 | 58,48 | 53,36 |
| Fisher, Geltner & Webb | 5,63 | 5,02 | 5,24 | 5,04 | 5,17 | 5,04 |
| FGW (nominal returns) | 2,85 | 3,04 | 2,87 | 2,53 | 2,32 | 2,47 |
| Real | 4,75 | 5,11 | 4,91 | 4,56 | 4,37 | 4,31 |
| Geltner (original, $a=1/2$) | 0,13 | 0,12 | 0,11 | 0,08 | 0,06 | 0,06 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 0,34 | 0,25 | 0,23 | 0,20 | 0,24 | 0,30 |
| Bond & Hwang (original) | 4,09 | 3,82 | 3,52 | 3,24 | 3,05 | 2,91 |
| Bond & Hwang (market factor) | 3,53 | 3,19 | 2,97 | 2,99 | 2,89 | 2,71 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 4,73 | 4,56 | 4,20 | 4,13 | 3,99 | 3,70 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 5,57 | 5,34 | 5,09 | 4,90 | 4,75 | 4,71 |

Berechnet in R

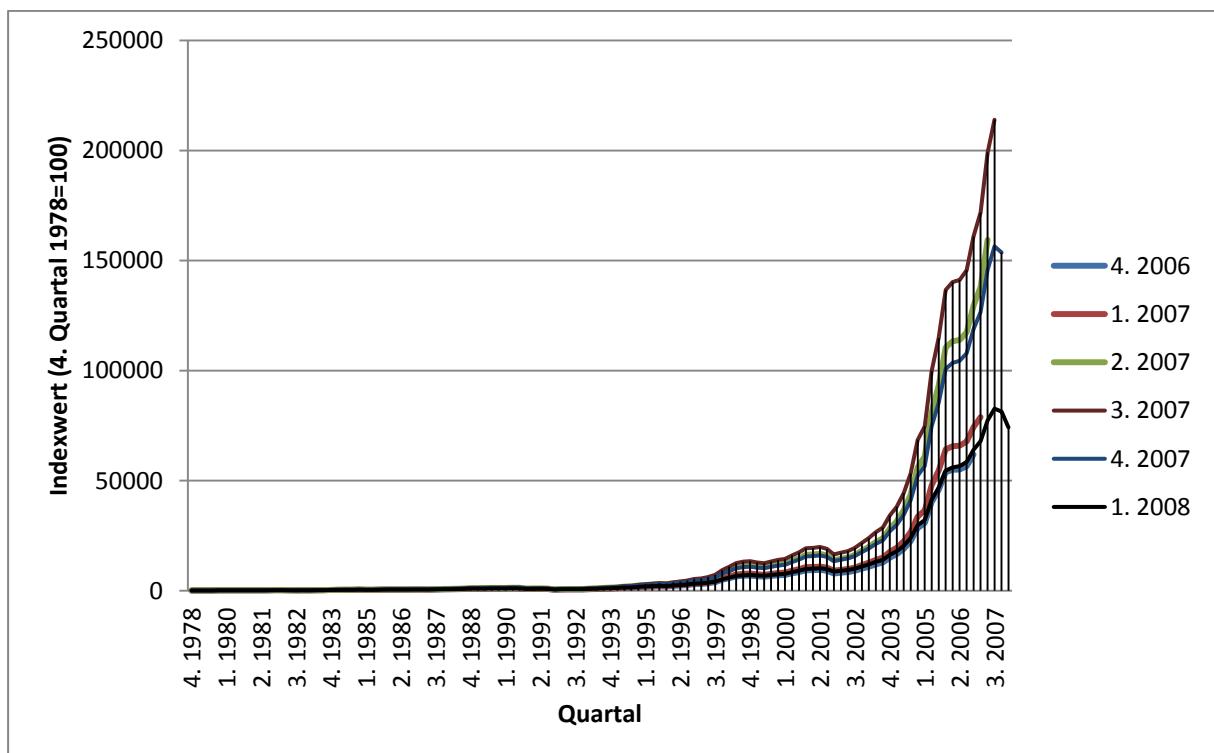
Tabelle 148 Wurzel aus der mittleren quadrierten prozentualen Veränderung der aus korrigierten NPI-Renditenreihen errechneten Indexwerte in jährlicher Periodizität für die bisher aktuellsten sechs Jahre bei sukzessivem Fortschreiben des NCREIF Appreciation Index

| NPI-Korrekturverfahren | Wurzel aus der mittleren quadrierten Veränderung (%) | | | | | |
|--------------------------------------|---|--------|--------|--------|--------|--------|
| Jahresindices | Lag 0 | Lag 1 | Lag 2 | Lag 3 | Lag 4 | Lag 5 |
| Blundell & Ward | 55,80 | 57,74 | 32,58 | 16,72 | 12,55 | 17,84 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 140,89 | 113,60 | 144,79 | 160,45 | 152,33 | 125,26 |
| Fisher, Geltner & Webb | 10,69 | 6,42 | 3,97 | 3,35 | 2,97 | 2,02 |
| FGW (nominal returns) | 10,63 | 14,36 | 15,21 | 14,65 | 13,87 | 13,68 |
| Real | 12,98 | 16,39 | 17,09 | 16,27 | 15,37 | 15,02 |
| Geltner (original, $a=1/2$) | 0,40 | 0,42 | 0,26 | 0,05 | 0,01 | 0,05 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 0,68 | 0,70 | 0,40 | 0,20 | 0,15 | 0,22 |
| Bond & Hwang (original) | 4,41 | 4,60 | 4,10 | 3,56 | 3,21 | 3,04 |
| Bond & Hwang (market factor) | 5,66 | 6,34 | 6,33 | 5,97 | 5,59 | 5,30 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 6,53 | 6,74 | 6,57 | 6,10 | 5,57 | 5,14 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 4,44 | 4,01 | 3,41 | 2,86 | 2,37 | 1,87 |

Tabelle 149 Mittlere prozentuale Veränderung der aus korrigierten NPI-Renditenreihen errechneten Indexwerte in jährlicher Periodizität für die bisher aktuellsten sechs Jahre bei sukzessivem Fortschreiben des NCREIF Appreciation Index

| NPI-Korrekturverfahren | Mittlere Veränderung (%) | | | | | |
|--------------------------------------|--------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | Lag 0 | Lag 1 | Lag 2 | Lag 3 | Lag 4 | Lag 5 |
| Jahresindices | | | | | | |
| Blundell & Ward | 7,19 | 7,86 | 1,72 | 1,61 | 0,71 | 1,54 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -17,02 | -16,03 | -20,02 | -20,49 | -18,85 | -16,17 |
| Fisher, Geltner & Webb | -0,74 | -0,77 | -1,01 | -0,96 | -0,96 | -0,83 |
| FGW (nominal returns) | 1,41 | 1,56 | 1,24 | 1,30 | 1,38 | 1,46 |
| Real | 0,66 | 0,71 | 0,43 | 0,42 | 0,44 | 0,52 |
| Geltner (original, a=1/2) | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,01 | 0,00 | -0,02 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 0,28 | 0,11 | 0,02 | -0,10 | -0,15 | -0,14 |
| Bond & Hwang (original) | -0,78 | -0,63 | -0,68 | -0,67 | -0,69 | -0,75 |
| Bond & Hwang (market factor) | 1,19 | 0,42 | 0,01 | -0,27 | -0,39 | -0,27 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 1,47 | 0,82 | 0,37 | -0,07 | -0,39 | -0,36 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -1,03 | -1,27 | -1,38 | -1,26 | -1,13 | -1,02 |

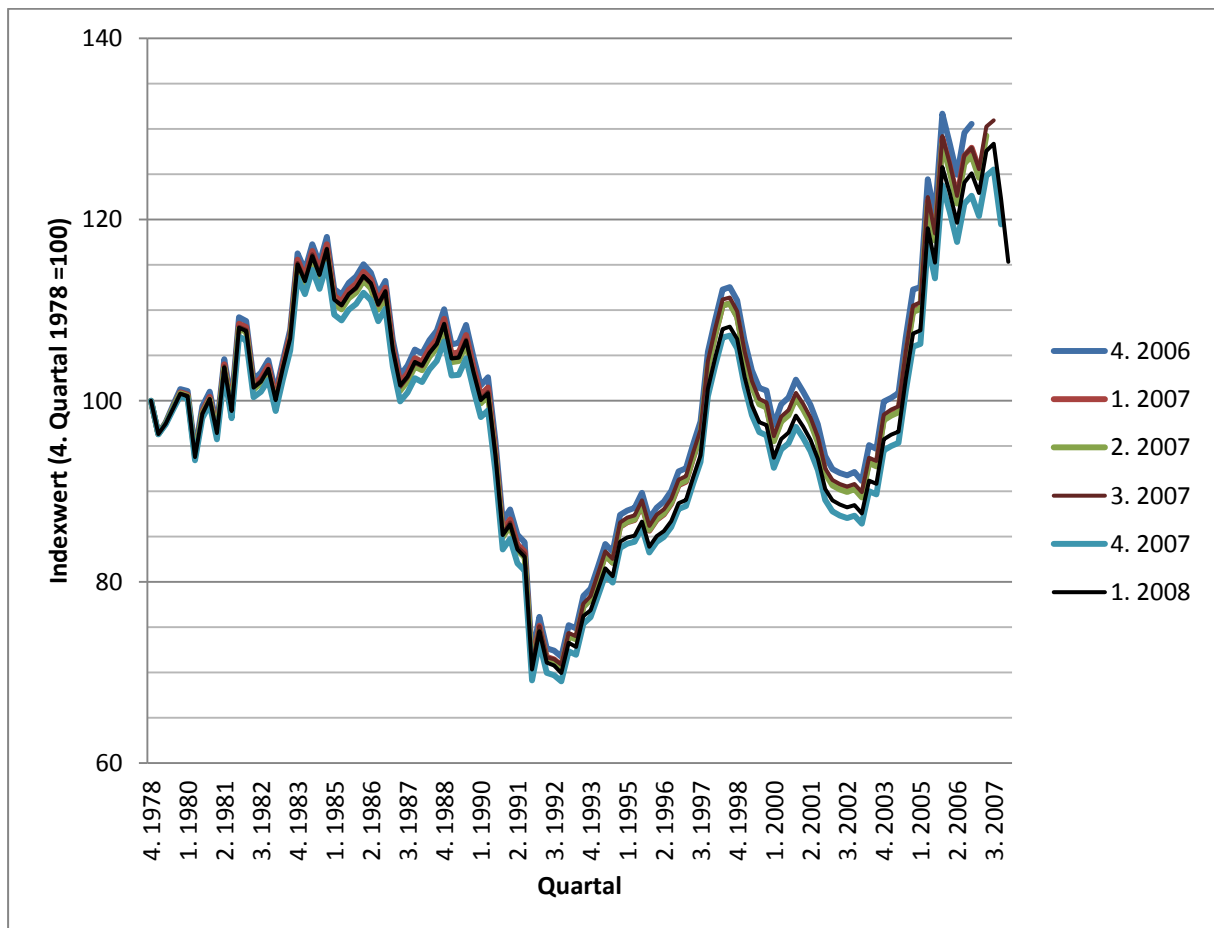
Abbildung 10 Veränderung eines aus korrigierten NCREIF-Appreciation-Indexrenditen errechneten Index bei Verwendung des Korrekturverfahrens von Firstenberg et al. und sukzessiver Erweiterung des Zeitfensters um ein Quartal (NPI-Renditen aus sechs Zeitfenstern, beginnend im 1. Quartal 1979 und variierend endend in den Quartalen 4.2006 bis 1.2008)



Erstellt in Microsoft Excel

Abbildung 10 zeigt, wie sich ein aus - mittels dem Verfahren von Firstenberg, Ross und Zisler - korrigierten NPI-Renditen errechneter Index verändert, wenn für die originale NPI-Zeitreihe sukzessiv neue Indexwerte publiziert werden und das Korrekturverfahren jeweils erneut auf die wachsende Zeitreihe angewandt wird. Ein Vergleich mit Abbildung 11 zeigt, dass sich ein korrigierter Index bei der Anwendung des Korrekturverfahrens Real weniger stark verändert.

Abbildung 11 Veränderung eines aus korrigierten NCREIF-Appreciation-Indexrenditen errechneten Index bei Verwendung des Korrekturverfahrens Real und sukzessiver Erweiterung des Zeitfensters um ein Quartal (NPI-Renditen aus sechs Zeitfenstern beginnend im 1. Quartal 1979 und variierend endend in den Quartalen 4.2006 bis 1.2008)



Erstellt in Microsoft Excel

6.5.4 Zusammenfassung der Ergebnisse über die Stabilität der Korrekturverfahren bei Fortschreibungen der beiden Ursprungsindices

Zusammenfassend führt die Untersuchung zu dem Ergebnis, dass beim IPD mit den Verfahren von Blundell und Ward sowie Fisher, Geltner und Webb (original) recht stabile Resultate erhalten werden, d. h., ein verhältnismäßig geringer Veränderungsbedarf bei Fortschreibung des IPD besteht. Nur die Reverse-Engineering-Korrekturverfahren sind aufgrund ihrer Konstruktionsweise noch stabiler. Für den NPI erweist sich neben den Reverse-Engineering-Korrekturverfahren das Fisher, Geltner und Webb (nominal returns)-Verfahren als stabil.

Für eine Beurteilung der Eignung von Verfahren zur Korrektur von Renditenreihen bewertungsbasierter Indices wird allerdings vorgeschlagen, die im nächsten Abschnitt vorgestellten Ergebnisse zu berücksichtigen.

7 Ein Vorschlag zur Evaluierung von Korrekturverfahren für bewertungsbasierte Indices

7.1 Die Durchführung von Monte Carlo-Studien und die Berechnung von Kennzahlen zur Evaluierung von Korrekturverfahren

Für die Arbeit wurden weitere Monte Carlo-Studien durchgeführt, um zu überprüfen, ob es möglich ist, durch Anwendung einzelner Korrekturverfahren auf die Renditenreihen von Indices die tatsächlichen Markttrenditen für einen Gesamtmarkt zu gewinnen.

Dazu wurde in 1000 Simulationsdurchläufen einer Monte Carlo-Studie jeweils eine Zeitreihe von Markttrenditen $r_t, \forall t = 1, \dots, T(m)$ für einen Gesamtmarkt und einen in $T(m) = 360$ Monate unterteilten Zeitraum von 30 Jahren simuliert. Außerdem wurde auch eine Monte Carlo-Studie durchgeführt, bei der Zeitreihen für einen Zeitraum von 50 Jahren simuliert wurden (siehe Abschnitt 7.4).

Für jeden Simulationsdurchlauf wurde der jährliche Mittelwert der Markttrenditen als Zufallszahl aus einer Menge gleichverteilter und reeller Zahlen zwischen -2 Prozent und 5 Prozent gezogen. Für die jährliche Standardabweichung der zunächst zeitlich unkorrelierten Markttrenditen wurde eine Menge gleichverteilter und reeller Zahlen zwischen 7 Prozent und 14 Prozent gewählt. Es wird angenommen, dass diese Prozentsätze die tatsächliche Situation an den UK- und USA-Immobilienmärkten beinhalten. Den so simulierten Zeitreihen von Markttrenditen wurde zusätzlich eine zeitlich variierende Autokorrelationsstruktur auferlegt.¹⁷⁵ Für eine Monte Carlo-Studie wurde angenommen, dass monatliche Renditen mit ihren um einen Monat verzögerten Renditen zeitlich korreliert sind (siehe Abschnitt 7.2 zu diesem Referenzszenario). Außerdem wurde eine Monte Carlo-Studie durchgeführt, für die angenommen wird, dass jährliche Renditen mit ihren um ein Jahr verzögerten Renditen zeitlich korreliert sind (siehe Abschnitt 7.3 zu diesem Szenario).

In jeder Monte Carlo-Studie wurde folgende Vorgehensweise angewandt:

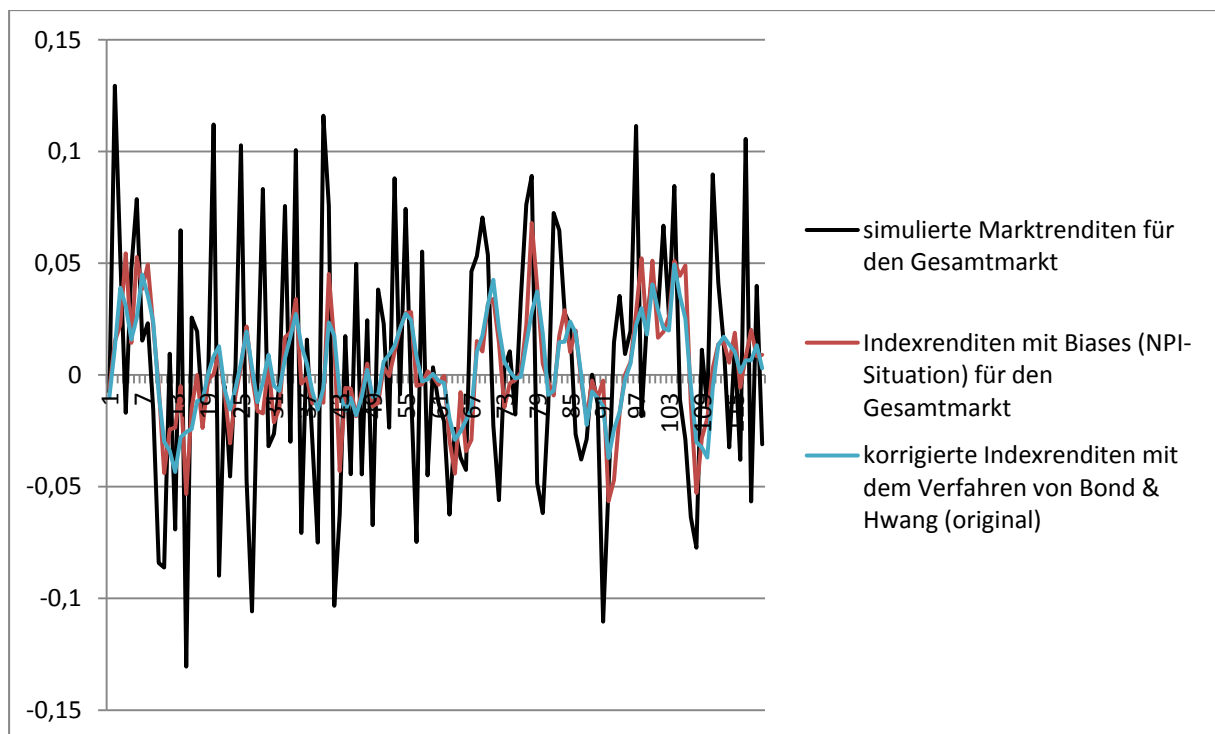
Zeitreihen von Indexrenditen $r_t^b, \forall t = 1, \dots, T$ wurden durch Manipulation der Markttrenditen mit den den IPD UK Monthly Capital Index und den NCREIF Appreciation Index beeinflussenden Biases simuliert, die durch Bewertungsphänomene unterschiedlicher

¹⁷⁵ siehe Abschnitt 4.1.

Arten verursacht werden.¹⁷⁶ Dafür wurden wieder über die Immobilien und die Zeit betaverteilte Glättungsfaktoren angenommen, deren Mittelwert in jedem Versuchsdurchlauf aus der Menge der reellen Zahlen im Intervall $[0,2; 0,8]$ gezogen wurde.

Zur Abbildung der Situation beim IPD wurde angenommen, dass die Phänomene „nicht-synchrone Bewertungen“ und „Appraisal-Smoothing“ in monatlicher Periodizität auftreten. Dabei erfolgen nach Annahme Bewertungen nur über die letzten zehn Arbeitstage eines Monats.

Abbildung 12 Simulierte Renditen für einen Markt vor (bezeichnet als Marktrenditen) und nach (bezeichnet als Indexrenditen) Manipulation mit den den NPI beeinflussenden Phänomenen „nicht-synchrone Bewertungen“ und „veraltete Bewertungen mit Saisonalität“ und „Appraisal-Smoothing“ sowie nach Korrektur mit dem Verfahren von Bond & Hwang (2007)



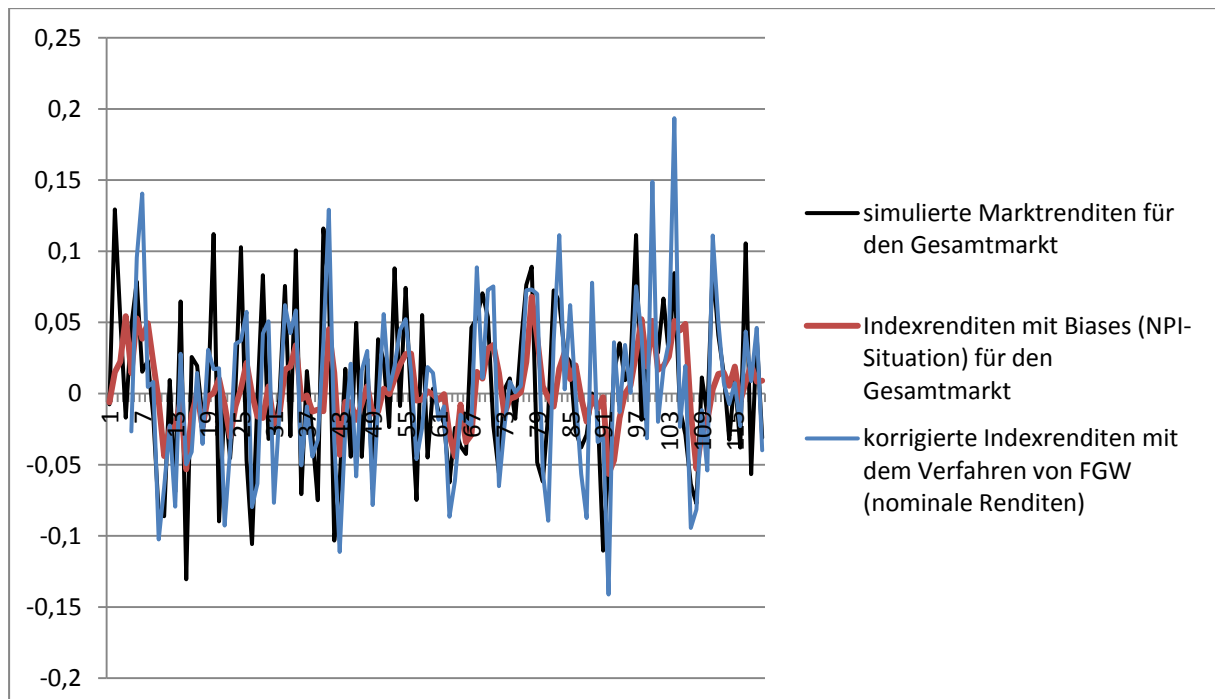
Erstellt in Microsoft Excel

Für eine Analyse der Situation des NPI wurden drei alternative Szenarien durchgespielt. Im ersten beeinflussen nur die Phänomene „nicht-synchrone Bewertungen“ und „Appraisal-

¹⁷⁶ siehe Abschnitt 4.2.

Smoothing“ den simulierten Index.¹⁷⁷ Im zweiten Szenario beeinflussen zusätzlich die Phänomene „Veraltete Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen“ den Index. Die Modellierung der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen erfolgt dabei mit dem beschriebenen zweistufigen Verfahren.¹⁷⁸ Und im dritten Szenario werden die Phänomene „nicht-synchrone Bewertungen“ und „veraltete Bewertungen“ unter Annahme Weibull-verteilter Bewertungszeitpunkte simuliert.¹⁷⁹

Abbildung 13 Simulierte Renditen für einen Markt vor (bezeichnet als Marktrenditen) und nach (bezeichnet als Indexrenditen) Manipulation mit den den NPI beeinflussenden Phänomenen „nicht-synchrone Bewertungen“ und „veraltete Bewertungen mit Saisonalität“ und „Appraisal-Smoothing“ sowie nach Korrektur mit dem modifizierten Verfahren von Fisher, Geltner & Webb (1994)



Erstellt in Microsoft Excel

¹⁷⁷ Dieses Szenario wird relevant, sofern der Analyst glaubt, dass das Phänomen der veralteten Bewertungen den NPI effektiv nicht beeinflusst oder nur vernachlässigbare Auswirkungen hat. Vgl. die Diskussion in Abschnitt 3.2. Außerdem beschreibt es eine Situation, die der des IPD UK Quarterly Property Index annähernd entspricht.

¹⁷⁸ siehe Abschnitt 3.2.

¹⁷⁹ Das dritte Szenario wird nur in der ersten Monte Carlo-Studie durchgespielt (siehe Abschnitt 7.2).

In allen drei Szenarien treten die durch die Phänomene verursachten Biases in vierteljährlicher Periodizität auf. Bewertungen von Immobilien werden nach Annahme über den gesamten Zeitraum eines Quartals vorgenommen.

Anschließend werden die durch die Phänomene veränderten Indexrenditen (d. h. fehlerhaften Renditen) mit den „Korrekturverfahren“ behandelt. Im Idealfall werden durch die Anwendung eines Korrekturverfahrens auf die simulierten Indexrenditen die simulierten Marktrenditen zurückerhalten. Daran wird die Güte eines Korrekturverfahrens bemessen.

In Abbildung 12 sind die generierten Renditenreihen eines Versuchsdurchlaufs der Monte Carlo-Studie abgebildet. Neben den Marktrenditen sind die Indexrenditen (zweites NPI-Szenario) abgebildet sowie die aus der Anwendung des Verfahrens von Bond und Hwang (2007) auf diese Indexrenditen errechneten korrigierten Indexrenditen.

Die Abbildung 13 zeigt neben den Markt- und Indexrenditen auch die korrigierten Indexrenditen bei Verwendung des modifizierten (d. h., auf nominale Renditen angewandten) Korrekturverfahrens von Fisher, Geltner und Webb (1994).

Im Rahmen der Monte Carlo-Studien werden jeweils mehrere Korrekturverfahren getestet.¹⁸⁰ Für die Evaluierung werden verschiedene Kriterien errechnet, die die simulierten Marktrenditen für einen Gesamtmarkt r_t , die durch die Bewertungsphänomene unterschiedlicher Arten veränderten Indexrenditen r_t^b und die korrigierten Indexrenditen r_t^c einbeziehen.¹⁸¹ Die Kriterien werden im Folgenden vorgestellt.

¹⁸⁰ Unter anderem wird das Fisher, Geltner und Webb (original)-Verfahren aufgrund des Aufwands der Modellierung realer Renditen und Inflationsraten nicht in der Monte Carlo-Studie analysiert; allerdings wird das modifizierte FGW-Verfahren (d. h. das im Kern auf nominale Renditen angewandte Korrekturverfahren) berücksichtigt. Die Ergebnisse für dieses Verfahren sind jedoch auch für das Originalverfahren aussagekräftig: Es ist im Grenzfall ein Szenario vorstellbar, bei dem die Inflationsraten null sind.

¹⁸¹ Dabei stehen die oberen Indices „b“ und „c“ stellvertretend für die Worte „biased“ und „corrected“.

- Die „Mittlere absolute Abweichung“ (MAA) der Indexrenditen r_t^b bzw. korrigierten Indexrenditen r_t^c von den Marktrenditen r_t , differenziert nach Korrekturverfahren:

$$MAA = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |r_t^c - r_t| \quad (96)$$

Sofern es tatsächlich möglich ist, aus der Anwendung eines Korrekturverfahrens auf die Zeitreihe von Indexrenditen r_t^b eine Zeitreihe korrigierter Indexrenditen r_t^c zu erhalten, deren Werte denen der Zeitreihe von Marktrenditen r_t entsprechen, wird eine mittlere absolute Abweichung von null errechnet. Das Korrekturverfahren eignet sich dann zur Gewinnung von Marktrenditen. Sofern die korrigierten Indexrenditen r_t^c zumindest eher als die ursprünglichen Indexrenditen r_t^b den Marktrenditen r_t entsprechen, also

$$MAA(c) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |r_t^c - r_t| < MAA(b) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |r_t^b - r_t| \quad (97)$$

gilt, wird das entsprechende Korrekturverfahren in der Studie immer noch als geeignet und andernfalls als ungeeignet eingestuft.

Das Kriterium MAA wird auch für einen Vergleich der Korrekturverfahren $c[i]$, $i = 1, \dots, I$ untereinander eingesetzt. Ein Korrekturverfahren $c[i]$ wird als besonders fähig eingestuft, wenn die aus seiner Anwendung auf die ursprünglichen Indexrenditen r_t^b erhaltenen korrigierten Indexrenditen $r_t^{c[i]}$ eher den Marktrenditen r_t entsprechen als die aus der Anwendung eines (beliebigen) anderen Korrekturverfahren $r_t^{c[j]}$, $j \neq i$ erhaltenen korrigierten Indexrenditen:

$$MAA(c[i]) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |r_t^{c[i]} - r_t| < MAA(c[j]) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |r_t^{c[j]} - r_t| \quad (98)$$

Es wird jedoch darauf hingewiesen, dass nur ein Vergleich der Korrekturverfahren untereinander sinnvoll ist, für die auch die Beziehung (97) erfüllt ist. Sofern keines der in die Betrachtung einbezogenen Korrekturverfahren fähig ist, korrigierte Indexrenditen zu erzeugen, die den Marktrenditen eher entsprechen als die ursprünglichen Indexrenditen, ist es sinnvoll, die ursprünglichen Indexrenditen für Analysen zu verwenden.

- Die „Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung“ (WMQA) der Indexrenditen r_t^b bzw. korrigierten Indexrenditen r_t^c von den Marktrenditen r_t , differenziert nach Korrekturverfahren:

$$WMQA = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (r_t^c - r_t)^2} \quad (99)$$

Im Gegensatz zur mittleren absoluten Abweichung (MAA), bei der alle Abweichungen gleichgewichtet in die Berechnung einfließen, werden bei der Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung (WMQA) überdurchschnittliche Abweichungen stärker gewichtet als unterdurchschnittliche.¹⁸² Aus dem Verhältnis der MAA zur WMQA ergeben sich Anhaltspunkte darüber, ob das Ausmaß der Abweichungen eher stark oder schwach variiert.

- Die „Mittlere Abweichung“ (MA) der Indexrenditen r_t^b bzw. korrigierten Indexrenditen r_t^c von den Marktrenditen r_t , differenziert nach Korrekturverfahren:

$$MA = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (r_t^c - r_t) \quad (100)$$

Die mittlere Abweichung der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen ist im Idealfall null. Sofern eine mittlere Abweichung von null errechnet wird, gleichen sich die positiven und negativen Abweichungen der Renditen korrigierter Indices von den Renditen der Marktwerte im Durchschnitt aus. Bei positiver (negativer) MA weichen die korrigierten Indexrenditen im Durchschnitt positiv (negativ) von den Marktrenditen ab. Daher wäre insbesondere mit einer positiven (negativen) Verzerrung des Mittelwerts der korrigierten Indexrenditen gegenüber dem Mittelwert der Marktrenditen zu rechnen. Die MA sollte zusammen mit der MAA oder WMQA betrachtet werden, da eine MA von null nicht unbedingt bedeutet, dass die Werte der korrigierten Indexrenditen mit denen der Marktrenditen zusammenfallen.

¹⁸² Die Norm $L^p = \left(\frac{1}{n} \sum |x|^p\right)^{1/p}$ steigt mit p (Goldstein und Taleb 2007).

- Das Verhältnis der mittleren absoluten Abweichung der korrigierten Indexrenditen r_t^c von den Marktrenditen r_t zur mittleren absoluten Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen r_t^b von den Marktrenditen r_t , differenziert nach Korrekturverfahren:

$$\frac{MAA(c)}{MAA(b)} = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |r_t^c - r_t|}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |r_t^b - r_t|} \quad (101)$$

Wie u. a. aus der Beschreibung für die MAA hervorgeht, wird an ein funktionierendes Korrekturverfahren die notwendige Bedingung gestellt, dass dieses für die Renditenreihen errechnete Verhältnis einen Wert kleiner als eins annimmt und optimalerweise null ist. Es wird das Korrekturverfahren präferiert, für das der kleinste Quotient errechnet wird. Es wird darauf hingewiesen, dass diese Kennzahl, differenziert nach Korrekturverfahren, in jedem Versuchsdurchlauf der Monte Carlo-Studie errechnet wird. Der Median dieser in allen m Versuchsdurchläufen errechneten Verhältnisse kann von dem Verhältnis der Mediane der ebenfalls in jedem Versuchsdurchlauf errechneten $MAA(c)$ und $MAA(b)$ abweichen:

$$\frac{Median_m \left(\frac{MAA(c)}{MAA(b)} \right)}{m} \neq \frac{Median_m(MAA(c))}{Median_m(MAA(b))} \quad (102)$$

- Das Verhältnis der Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung der korrigierten Indexrenditen r_t^c von den Marktrenditen r_t zur Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen r_t^b von den Marktrenditen r_t , differenziert nach Korrekturverfahren:

$$\frac{WMQA(c)}{WMQA(b)} = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (r_t^c - r_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (r_t^b - r_t)^2}} \quad (103)$$

Grundsätzlich sind die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie für diese Kennzahl ähnlich zu interpretieren wie die Ergebnisse für das Verhältnis der MAA.

- Die prozentuale Abweichung der Standardabweichung der Indexrenditen σ_{r^b} bzw. korrigierten Indexrenditen σ_{r^c} von der Standardabweichung der Marktrenditen σ_r :

$$100 \cdot \frac{\sigma_{r^c} - \sigma_r}{\sigma_r} (\%) \quad (104)$$

Die Berücksichtigung dieses Kriteriums basiert auf der folgenden Überlegung: Selbst wenn ein Korrekturverfahren nicht zur Gewinnung der tatsächlichen Marktrenditen geeignet ist, besteht die Möglichkeit, dass die korrigierten Indexrenditen eine Standardabweichung aufweisen, die jener der Marktrenditen (annähernd) entspricht.

Da für Investoren häufig nur die Standardabweichung als Risikomaß neben dem Mittelwert einer Renditenreihe von Interesse ist, wäre an ein hoch qualitatives Korrekturverfahren die Anforderung zu stellen, dass die Standardabweichung der korrigierten Renditenreihe jener der Marktrenditen entspricht. In diesem Zusammenhang zeigt Abbildung 13 ein typisches Ergebnis, das aus einem Versuchsdurchlauf für das Korrekturverfahren von Fisher, Geltner und Webb (1994) erzielt wird: Die Indexrenditen erscheinen gegenüber den Marktrenditen geglättet. Dagegen wird für die nach FGW korrigierten Indexrenditen aus der Abbildung der Eindruck erhalten, dass sie eine ähnliche Volatilität wie die Marktrenditen aufweisen. Allerdings stimmen die Renditen für die einzelnen Perioden nicht überein. Es verbleibt der Eindruck, dass das Korrekturverfahren von FGW nicht zur Gewinnung der tatsächlichen Marktrenditen geeignet ist, aber zumindest die Standardabweichung der Marktrenditen besser widerspiegelt als die ursprünglichen Indexrenditen. Abbildung 12 vermittelt den Eindruck, dass das auf Quartalsrenditen angewandte Korrekturverfahren von Bond und Hwang (2007) in seiner einfachsten Form (d.h. ohne weitere ARMA-Terme) weder zur Gewinnung der tatsächlichen Marktrenditen, noch zu deren Standardabweichung beitragen kann. Die Abbildung vermittelt eher den Eindruck, dass die Renditenreihe durch Anwendung des Korrekturverfahrens noch weiter geglättet wird als bereits durch die Bewertungsphänomene.

- Die prozentuale Abweichung des Mittelwerts der Indexrenditen μ_{r^b} bzw. korrigierten Indexrenditen μ_{r^c} von dem Mittelwert der Marktrenditen μ_r :

$$100 \cdot \frac{\mu_{r^c} - \mu_r}{\mu_r} (\%) \quad (105)$$

Es werden vergleichbare Überlegungen angestellt wie bei den Standardabweichungen.

- Das Verhältnis der prozentualen Abweichung der Standardabweichung (im Folgenden auch als „Volatilität“ bezeichnet) korrigierter Indexrenditen von der Standardabweichung der Marktrenditen zur prozentualen Abweichung der Standardabweichung der ursprünglichen Indexrenditen von der Standardabweichung der Marktrenditen:

$$\frac{\sigma_{r^c} - \sigma_r}{\sigma_{r^b} - \sigma_r} \quad (106)$$

Ein Korrekturverfahren ist dann geeignet, wenn erwartet werden kann, dass die Standardabweichung σ_{r^c} der korrigierten Indexrenditen eher als die Standardabweichung σ_{r^b} der ursprünglichen Indexrenditen der Standardabweichung σ_r der Marktrenditen entspricht. Wenn ein Korrekturverfahren tatsächlich zur Gewinnung von Informationen über die Standardabweichung der Marktrenditen geeignet ist, sollte die Kennzahl kleiner als eins und optimal gleich null sein.

- Das Verhältnis der prozentualen Abweichung des Mittelwerts korrigierter Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen zur prozentualen Abweichung des Mittelwerts der ursprünglichen Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen:

$$\frac{\mu_{r^c} - \mu_r}{\mu_{r^b} - \mu_r} \quad (107)$$

Es werden vergleichbare Überlegungen angestellt wie bei den Standardabweichungen.

Diese Kennzahlen werden für simulierte Renditen eines Monatsindex (IPD-Szenario) in monatlicher, vierteljährlicher und jährlicher Periodizität errechnet. Für einen Quartalsindex (NPI-Szenario) werden diese Kennzahlen für Renditen in vierteljährlicher und jährlicher Periodizität errechnet.

Die Kennzahlen werden in jedem Simulationsdurchlauf einer Monte Carlo-Studie errechnet und in 1000 Simulationsdurchläufen einer Monte Carlo-Studie gesammelt, um Verteilungen für die einzelnen Kennzahlen zu erstellen. Im Ergebnisteil (d. h. den folgenden Abschnitten) werden nur die Werte an den 5-, 25-, 50-, 75- und 95-Prozent Quantilen dieser Verteilungen tabellarisch angegeben.

7.2 Ein Szenario mit Autokorrelation erster Ordnung in monatlichen Marktrenditen für einen Zeitraum von 30 Jahren (Referenzszenario)

7.2.1 Die Gestaltung der Monte Carlo-Studie

In 1000 Simulationsdurchläufen der Monte Carlo-Studie wurde jeweils eine Zeitreihe von Marktrenditen $r_t, \forall t = 1, \dots, T(m)$ für einen Gesamtmarkt und einen in $T(m) = 360$ Monate unterteilten Zeithorizont von 30 Jahren simuliert.

Es wurde die Annahme getroffen, dass die Standardabweichung der Marktrenditen bzw. korrigierten Indexrenditen des Immobilienmarkts in vierteljährlicher Periodizität der Hälfte der Standardabweichung der Renditen eines für die Volkswirtschaft repräsentativen Aktienindex in vierteljährlicher Periodizität entspricht. Diese Annahme ist für das FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren relevant und begünstigt offenbar die Ergebnisse für dieses Korrekturverfahren.

Diese Annahmen wurden für eine erste Monte Carlo-Studie gewählt und werden daher als Beschreibung eines Referenzszenarios aufgefasst.

Die Ergebnisse der Monte Carlo-Studie für das Referenzszenario werden in den folgenden Abschnitten vorgestellt.

Zunächst werden die Ergebnisse für das Szenario eines Monatsindex angegeben, der wie der IPD von den Phänomenen der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing beeinflusst ist. Danach werden die Ergebnisse für einen Quartalsindex wie den NPI wiedergegeben. Wie bereits beschrieben, werden für einen Quartalsindex drei unterschiedliche Szenarien durchgespielt. Die Renditenreihen werden in monatlicher, vierteljährlicher und jährlicher Periodizität analysiert.

Bei der Anwendung einiger Korrekturverfahren geht in den korrigierten Renditenreihen der erste Wert verloren. Die korrigierte Renditenreihe wird daher auch einer kürzeren Zeitreihe ursprünglicher Indexrenditen gegenübergestellt. Aus diesem Grund werden für die vierteljährliche und jährliche Periodizität jeweils zwei Kennzahlenwerte für die ursprünglichen Indexrenditen angegeben, wobei sich der erste Wert (in der oberen von beiden Zeilen) auf die ursprüngliche Zeitreihe ohne die erste Beobachtung und der zweite Wert (in der unteren von beiden Zeilen) auf die ursprüngliche Zeitreihe einschließlich der ersten Beobachtung beziehen. D. h., die Ergebnisse für die Korrekturverfahren, bei denen die erste Beobachtung verloren geht, werden in den Tabellen vorangestellt.

Sofern die korrigierten Indexrenditen eher als die ursprünglichen Indexrenditen den Markttrenditen entsprechen bzw. eher die Eigenschaften (d. h. die Standardabweichung oder den Mittelwert) der Markttrenditen aufweisen, und das Korrekturverfahren daher positiv evaluiert wird, ist dieses Ergebnis in den folgenden Tabellen **blau** markiert.

7.2.2 Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Monatsindex (IPD UK Monthly Capital Index-Szenario)

Ein Vergleich der Werte der Ergebnisverteilungen an den fünf ausgewählten Quantilen deutet darauf hin, dass die „Mittlere absolute Abweichung“ (MAA) der korrigierten Indexrenditen von den Markttrenditen bei allen Korrekturverfahren überwiegend höher ist, als die MAA der ursprünglichen Indexrenditen von den Markttrenditen (Tabelle 150). Ausgenommen davon wird für die mit dem FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren errechneten Indexrenditen häufiger eine geringere MAA errechnet.

Sofern die Korrekturverfahren nach der MAA beurteilt werden, ist daher von ihrer Anwendung auf die Renditenreihe des bewertungsbasierten Monatsindex abzuraten. Sie verursachen eher eine zusätzliche Abweichung der Indexrenditen von den Marktrenditen.

Da in der Monte Carlo-Studie eine Volatilitätsannahme getroffen wurde, die sich günstig auf die Ergebnisse für das FGW (nominal returns)-Verfahren auswirkt, kann noch keine endgültige Aussage über die Vorteilhaftigkeit der FGW (nominal returns)-Indexrenditen im Vergleich zu den ursprünglichen Indexrenditen getroffen werden. Es ist möglicherweise

Tabelle 150 Die mittlere absolute Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 0,66 | 0,89 | 1,10 | 1,37 | 1,75 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,83 | 1,03 | 1,24 | 1,47 | 1,76 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,65 | 0,99 | 1,32 | 1,73 | 102579 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 0,94 | 1,32 | 1,81 | 2,36 | 3,23 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,06 | 1,37 | 1,83 | 2,28 | 3,09 |
| FGW (nominal returns) | 1,01 | 1,37 | 1,71 | 2,13 | 2,78 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 0,93 | 1,34 | 1,83 | 2,39 | 3,25 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,27 | 1,68 | 2,06 | 2,49 | 3,19 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,89 | 1,49 | 2,21 | 3,03 | 5,01 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,29 | 1,88 | 2,39 | 3,01 | 3,94 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 1,29 | 2,16 | 3,12 | 5,33 | 56744981 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 0,93 | 1,40 | 2,08 | 2,95 | 4,49 |
| Blundell & Ward | 1,18 | 1,95 | 2,70 | 3,72 | 5,70 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,09 | 1,63 | 2,22 | 3,25 | 6,24 |
| FGW (nominal returns) | 1,00 | 1,49 | 1,96 | 2,55 | 3,69 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 6,17 | 8,22 | 10,27 | 12,42 | 15,46 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | 3,86 | 5,06 | 6,26 | 7,52 | 9,30 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | 2,39 | 3,12 | 3,80 | 4,52 | 5,78 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 0,92 | 1,39 | 2,05 | 2,93 | 4,43 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,83 | 2,69 | 3,53 | 4,55 | 6,04 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,83 | 1,57 | 2,62 | 4,09 | 11,66 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,52 | 2,40 | 3,36 | 4,41 | 6,38 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 1,12 | 2,07 | 3,32 | 5,42 | 10,38 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 1,31 | 2,20 | 3,15 | 4,44 | 7,70 |

Berechnet in R. Farbcodierung blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

sinnvoll, die mit dem FGW (nominal returns)-Verfahren korrigierten Indexrenditen neben den ursprünglichen Indexrenditen zu berücksichtigen.

Auch nach dem Kriterium „Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung“ sind die ursprünglichen Indexrenditen den korrigierten Indexrenditen vorzuziehen (siehe Tabelle 151). Dies gilt, auch wenn für die mit dem Verfahren von FGW (nominal returns) korrigierten Indexrenditen und für die mit dem Verfahren von FRZ korrigierten Indexrenditen in vierteljährlicher Periodizität häufiger geringere Kennzahlenwerte als für die ursprünglichen Indexrenditen errechnet werden.

Tabelle 151 Die Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|-------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 0,85 | 1,15 | 1,42 | 1,78 | 2,24 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,06 | 1,33 | 1,59 | 1,90 | 2,26 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,85 | 1,29 | 1,69 | 2,22 | 270419 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 1,16 | 1,67 | 2,29 | 2,97 | 4,04 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,31 | 1,74 | 2,27 | 2,84 | 3,88 |
| FGW (nominal returns) | 1,27 | 1,73 | 2,14 | 2,67 | 3,41 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 1,16 | 1,69 | 2,33 | 3,02 | 4,07 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,59 | 2,12 | 2,60 | 3,16 | 3,99 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 1,14 | 1,89 | 2,80 | 3,81 | 6,39 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,62 | 2,38 | 3,01 | 3,77 | 4,97 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 1,63 | 2,75 | 3,96 | 6,79 | 1,75E+08 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 1,14 | 1,77 | 2,55 | 3,68 | 5,47 |
| Blundell & Ward | 1,50 | 2,41 | 3,40 | 4,61 | 6,92 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,40 | 2,04 | 2,69 | 4,02 | 7,27 |
| FGW (nominal returns) | 1,27 | 1,85 | 2,45 | 3,20 | 4,62 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 7,80 | 10,19 | 12,80 | 15,46 | 19,23 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | 4,77 | 6,32 | 7,78 | 9,38 | 11,56 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | 2,92 | 3,90 | 4,78 | 5,67 | 7,09 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 1,14 | 1,75 | 2,53 | 3,64 | 5,46 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 2,30 | 3,35 | 4,33 | 5,63 | 7,41 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 1,07 | 1,94 | 3,24 | 5,01 | 15,47 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,88 | 2,98 | 4,15 | 5,48 | 7,96 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 1,39 | 2,58 | 4,12 | 6,77 | 13,03 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 1,62 | 2,73 | 3,93 | 5,54 | 9,50 |

Farbcode **blau**: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Aus Tabelle 152 ist ersichtlich, dass sich positive und negative Abweichungen der Renditen eines korrigierten oder ursprünglichen Index von den Renditen der Marktwerte im Mittel nahezu ausgleichen.

Tabelle 152 Die Mittlere Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|----------|-------|-------|------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,01 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -0,03 | -0,01 | 0,00 | 0,01 | 0,03 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -0,13 | -0,01 | 0,00 | 0,01 | 0,05 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -0,05 | -0,02 | 0,00 | 0,01 | 0,04 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -0,58 | -0,04 | 0,12 | 0,40 | 1,20 |
| FGW (nominal returns) | -0,27 | -0,07 | -0,01 | 0,05 | 0,27 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -0,04 | -0,01 | 0,00 | 0,01 | 0,03 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -0,09 | -0,03 | 0,00 | 0,03 | 0,08 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -0,10 | -0,02 | 0,00 | 0,02 | 0,08 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -0,10 | -0,03 | 0,00 | 0,03 | 0,10 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | -4284275 | -0,06 | 0,00 | 0,03 | 1427480 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -0,19 | -0,06 | -0,01 | 0,05 | 0,17 |
| Blundell & Ward | -0,27 | -0,09 | 0,00 | 0,09 | 0,28 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -2,30 | -0,15 | 0,50 | 1,59 | 4,80 |
| FGW (nominal returns) | -1,08 | -0,28 | -0,02 | 0,20 | 1,06 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | -1,20 | -0,37 | 0,02 | 0,45 | 1,26 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | -0,69 | -0,22 | 0,01 | 0,26 | 0,75 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | -0,38 | -0,13 | 0,00 | 0,14 | 0,41 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -0,14 | -0,05 | -0,01 | 0,03 | 0,13 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -0,35 | -0,14 | -0,01 | 0,12 | 0,33 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -0,41 | -0,07 | -0,01 | 0,06 | 0,34 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -0,41 | -0,12 | 0,00 | 0,12 | 0,39 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | -0,90 | -0,14 | -0,01 | 0,09 | 1,00 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -0,33 | -0,09 | 0,01 | 0,13 | 0,74 |

Farbcode **blau**: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Nach dem Kriterium des „Verhältnisses der mittleren absoluten Abweichung der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen zur mittleren absoluten Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen“ (Tabelle 153) werden überwiegend Ergebnisverbesserungen wieder nur mit dem Verfahren von FGW (nominal returns) erzielt.

In der vierteljährlichen Periodizität schneiden auch die FRZ-Indexrenditen häufiger besser ab als die ursprünglichen Indexrenditen.¹⁸³

Im Simulationsdurchlauf, der zum 50-Prozent-Quantilswert gehört, wurde eine Abweichung der FGW (nominal returns)-Indexrenditen von den Marktrenditen errechnet, die 94 Prozent der Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen entspricht. Darüber hinaus zeigen die Werte der 75- und 95-Prozent-Quantile der Ergebnisverteilungen für das FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren aber auch, dass die korrigierten Indexrenditen in diesen Simulationsdurchläufen stärker als die ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen abweichen.

Tabelle 153 Das Verhältnis der mittleren absoluten Abweichung der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen zur mittleren absoluten Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,97 | 1,01 | 1,08 | 1,22 | 1,42 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,71 | 0,88 | 1,12 | 1,50 | 72184 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,75 | 0,85 | 0,98 | 1,20 | 1,66 |
| FGW (nominal returns) | 0,74 | 0,85 | 0,94 | 1,06 | 1,27 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,92 | 0,99 | 1,09 | 1,28 | 1,58 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,65 | 0,85 | 1,07 | 1,49 | 3,19 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,03 | 1,18 | 1,31 | 1,45 | 1,69 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 0,82 | 1,11 | 1,59 | 3,61 | 34721080 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,89 | 1,01 | 1,14 | 1,56 | 2,85 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,61 | 0,88 | 1,11 | 1,40 | 2,63 |
| FGW (nominal returns) | 0,50 | 0,70 | 0,94 | 1,26 | 1,91 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 1,93 | 3,19 | 5,01 | 7,49 | 12,02 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | 1,27 | 1,96 | 3,01 | 4,55 | 7,13 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | 0,94 | 1,26 | 1,80 | 2,61 | 3,98 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,03 | 1,34 | 1,67 | 2,10 | 2,93 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,64 | 0,85 | 1,07 | 1,67 | 6,77 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,07 | 1,33 | 1,56 | 1,87 | 2,47 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 0,64 | 0,93 | 1,55 | 2,71 | 5,86 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,97 | 1,11 | 1,37 | 1,89 | 3,76 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

¹⁸³ Mit „FRZ-Indexrenditen“ sind die mit dem Verfahren von Firstenberg, Ross und Zisler (1988) korrigierten Indexrenditen gemeint.

Nach dem Kriterium des „Verhältnisses der Wurzeln aus den mittleren quadrierten Abweichungen“ (siehe Tabelle 154) werden die bisherigen Ergebnisse bezüglich der Eignung der Verfahren zur Korrektur von Indexrenditen bestätigt.

Tabelle 154 Das Verhältnis der Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen zur Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,97 | 1,01 | 1,08 | 1,21 | 1,40 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,72 | 0,88 | 1,12 | 1,49 | 154364 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,76 | 0,85 | 0,97 | 1,19 | 1,63 |
| FGW (nominal returns) | 0,75 | 0,85 | 0,94 | 1,06 | 1,26 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,92 | 0,98 | 1,09 | 1,28 | 1,58 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,66 | 0,85 | 1,07 | 1,50 | 3,21 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,02 | 1,17 | 1,31 | 1,45 | 1,68 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 0,83 | 1,11 | 1,59 | 3,63 | 84008087 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,91 | 1,00 | 1,15 | 1,54 | 2,78 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,62 | 0,89 | 1,12 | 1,40 | 2,50 |
| FGW (nominal returns) | 0,51 | 0,71 | 0,94 | 1,27 | 1,87 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 1,98 | 3,22 | 5,05 | 7,48 | 11,86 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 1,30 | 1,98 | 3,02 | 4,50 | 7,11 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 0,95 | 1,27 | 1,78 | 2,55 | 3,95 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,04 | 1,35 | 1,66 | 2,07 | 2,96 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,65 | 0,84 | 1,07 | 1,68 | 7,26 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,07 | 1,32 | 1,57 | 1,85 | 2,48 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 0,63 | 0,93 | 1,55 | 2,69 | 5,86 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,98 | 1,12 | 1,38 | 1,87 | 3,85 |

Farbcode **blau**: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Tabelle 155 zeigt die prozentuale Abweichung der Volatilität der korrigierten bzw. ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen. Nach diesen Ergebnissen weichen die Volatilitäten der mit den Korrekturverfahren „korrigierten“ Indexrenditen überwiegend noch stärker als die Volatilitäten der ursprünglichen Indexrenditen von den Volatilitäten der Marktrenditen ab. Nur mit dem FGW (nominal

returns)-Korrekturverfahren wird in den Simulationsdurchläufen bezüglich der Volatilität häufiger eine Ergebnisverbesserung erzielt. Es wird aber darauf hingewiesen, dass die Ergebnisse für das FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren aufgrund der für die Monte Carlo-Studie getroffenen Volatilitätsannahme vermutlich begünstigt werden.

Insgesamt kann aufgrund dieser Ergebnisse festgestellt werden, dass für eine Einschätzung der Volatilität der Marktrenditen die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen herangezogen werden sollte. Bei der Interpretation der Ergebnisse ist wieder zu berücksichtigen, dass beim FGW-Verfahren die „Zielvolatilität“ vorzugeben ist und nicht Modell-endogen bestimmt wird.

Tabelle 155 Die Prozentuale Abweichung der Volatilität der (korrigierten) Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|--|-----------|------------|------------|------------|------------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -56,72 | -45,45 | -33,97 | -23,47 | -16,18 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -64,19 | -52,15 | -42,90 | -35,20 | -25,18 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -58,11 | -47,41 | -32,66 | -12,78 | 12155630 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -42,30 | -29,09 | -18,58 | -11,03 | -5,69 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -26,28 | -9,00 | 4,20 | 17,96 | 48,40 |
| FGW (nominal returns) | -1,91 | 4,14 | 9,37 | 14,46 | 22,57 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -42,32 | -29,09 | -18,58 | -11,19 | -5,86 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -53,12 | -38,85 | -29,07 | -22,01 | -13,30 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -43,36 | -32,16 | -19,59 | -9,07 | 27,02 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -58,09 | -45,36 | -34,32 | -24,98 | -10,75 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | -57,92 | -39,51 | -13,61 | 71,93 | 3,35E+15 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -19,70 | -10,16 | -5,04 | -1,49 | 2,37 |
| Blundell & Ward | -28,64 | -12,19 | -1,47 | 11,96 | 33,90 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -24,63 | -10,57 | -3,23 | 7,73 | 30,24 |
| FGW (nominal returns) | -16,00 | -6,73 | 0,39 | 8,57 | 22,30 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 65,89 | 89,96 | 106,47 | 122,63 | 144,00 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 29,02 | 47,25 | 58,43 | 69,36 | 83,18 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 7,15 | 20,13 | 28,17 | 35,28 | 44,43 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -19,47 | -9,90 | -4,86 | -1,50 | 2,07 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -45,36 | -36,76 | -29,64 | -23,16 | -14,90 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -21,27 | -10,67 | -4,70 | -0,37 | 82,19 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -35,05 | -20,98 | -12,36 | -6,35 | 1,89 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | -31,63 | -16,48 | -6,52 | 0,77 | 29,75 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -41,82 | -25,33 | -16,31 | -5,21 | 27,26 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Aus Tabelle 156 ist ersichtlich, dass die Mittelwerte der korrigierten Indexrenditen bei allen betrachteten Korrekturverfahren in den Simulationsdurchläufen häufig stärker als die Mittelwerte der ursprünglichen Indexrenditen von den Mittelwerten der Marktrenditen abweichen.

Tabelle 156 Die Prozentuale Abweichung des Mittelwerts der (korrigierten) Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|----------|--------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -13,6 | -2,39 | -0,38 | 1,40 | 12,96 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -39,4 | -6,17 | -0,20 | 5,77 | 37,11 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -167,5 | -4,26 | -0,52 | 2,92 | 101,05 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -17,9 | -2,64 | -0,11 | 2,53 | 18,42 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -12,4 | 16,59 | 38,77 | 82,63 | 185,85 |
| FGW (nominal returns) | -40,9 | -16,03 | -3,81 | 10,03 | 39,91 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -13,6 | -2,39 | -0,38 | 1,40 | 12,96 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -39,4 | -6,17 | -0,20 | 5,77 | 37,11 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -51,3 | -3,62 | -0,48 | 2,70 | 34,21 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -44,8 | -6,59 | -0,21 | 4,97 | 38,69 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | -6,5E+08 | -10,31 | -0,24 | 10,94 | 2,70E+08 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -17,9 | -2,64 | -0,11 | 2,53 | 18,42 |
| Blundell & Ward | -25,7 | -4,09 | -0,31 | 3,79 | 27,16 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -12,4 | 16,59 | 38,77 | 82,63 | 185,85 |
| FGW (nominal returns) | -40,9 | -16,03 | -3,81 | 10,03 | 39,91 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | -115,9 | -14,63 | 2,50 | 20,53 | 139,57 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | -64,3 | -8,79 | 0,99 | 12,13 | 83,44 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | -35,2 | -5,27 | 0,55 | 7,02 | 45,28 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -13,6 | -2,39 | -0,38 | 1,40 | 12,96 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -39,4 | -6,17 | -0,20 | 5,77 | 37,11 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -51,3 | -3,62 | -0,48 | 2,70 | 34,21 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -44,8 | -6,59 | -0,21 | 4,97 | 38,69 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | -80,1 | -5,55 | -0,12 | 7,25 | 97,11 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -50,4 | -4,76 | 0,11 | 5,43 | 61,18 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Wird die Abweichung der Volatilität der korrigierten Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen zur Abweichung der Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der

Volatilität der Marktrenditen ins Verhältnis gesetzt, so wird mit dem FGW (nominal returns)-Verfahren für die Indexrenditen in vierteljährlicher Periodizität häufiger eine Ergebnisverbesserung erzielt. Jedoch wird z. B. für das 95-Prozent-Quantil der Ergebnisverteilung errechnet, dass die Abweichung der Volatilität der FGW (nominal returns)-Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen dem 2,19-fachen der Abweichung der Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen entspricht. Es besteht also wieder eine Unsicherheit, ob das Korrekturverfahren eine Informationsverbesserung bewirkt oder zusätzliche Fehler verursacht.

Tabelle 157 Das Verhältnis der prozentualen Abweichung der Volatilität korrigierter Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen zur prozentualen Abweichung der Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,02 | 1,12 | 1,22 | 1,47 | 1,97 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,24 | 0,82 | 1,02 | 1,38 | 233811 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,07 | 0,29 | 0,74 | 1,48 | 3,95 |
| FGW (nominal returns) | 0,04 | 0,22 | 0,47 | 0,97 | 2,19 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,10 | 1,28 | 1,49 | 1,96 | 3,13 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,33 | 0,87 | 1,00 | 1,39 | 3,68 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,85 | 1,43 | 1,79 | 2,37 | 3,84 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 0,28 | 1,10 | 2,15 | 8,73 | 2,22E+08 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,19 | 0,80 | 2,22 | 5,98 | 32,16 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,16 | 0,81 | 1,79 | 5,70 | 46,92 |
| FGW (nominal returns) | 0,11 | 0,55 | 1,42 | 3,70 | 19,83 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 3,68 | 9,23 | 21,95 | 52,54 | 242,39 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 1,66 | 4,80 | 12,13 | 29,58 | 136,79 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 0,40 | 2,02 | 5,84 | 15,24 | 71,41 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 2,07 | 3,38 | 5,44 | 11,10 | 53,03 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,43 | 0,94 | 1,09 | 1,90 | 29,36 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,63 | 1,64 | 2,31 | 3,65 | 12,88 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 0,22 | 0,91 | 1,63 | 4,37 | 34,75 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,55 | 1,81 | 3,06 | 7,33 | 42,84 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Tabelle 158 zeigt den prozentualen Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem die Volatilität der korrigierten Indexrenditen eher als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen der Volatilität der Marktrenditen entspricht. Demnach entspricht beispielsweise in 75,6 Prozent der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie die Volatilität der FGW (nominal returns)-Indexrenditen eher als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen der Volatilität der Marktrenditen.

Tabelle 158 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem die Volatilität der korrigierten Indexrenditen eher als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen der Volatilität der Marktrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | |
|--|----------------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 4,70 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 47,30 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 62,40 |
| FGW (nominal returns) | 75,60 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 2,80 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 48,30 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 6,60 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 22,10 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 28,50 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 33,20 |
| FGW (nominal returns) | 39,10 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 0,00 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 1,70 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 12,40 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,50 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 33,60 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 8,90 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 24,20 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 9,80 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Die folgende Tabelle zeigt, dass die Abweichungen der Mittelwerte der korrigierten Indexrenditen von den Mittelwerten der Marktrenditen häufig ein Vielfaches der

Abweichungen der Mittelwerte der ursprünglichen Indexrenditen von den Mittelwerten der Marktrenditen betragen.

Tabelle 159 Das Verhältnis der prozentualen Abweichung des Mittelwerts korrigierter Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen zur prozentualen Abweichung des Mittelwerts der ursprünglichen Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,27 | 1,25 | 3,10 | 7,78 | 38,34 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,31 | 0,87 | 1,29 | 4,29 | 480760 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,97 | 5,48 | 15,71 | 42,98 | 160,20 |
| FGW (nominal returns) | 0,22 | 1,47 | 4,30 | 14,03 | 99,93 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,27 | 1,25 | 3,10 | 7,78 | 38,34 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,28 | 0,84 | 1,21 | 3,27 | 56,84 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,28 | 1,27 | 2,63 | 6,82 | 31,78 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 0,25 | 1,10 | 4,65 | 86,19 | 1,06E+15 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,20 | 0,83 | 1,26 | 2,77 | 22,49 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,97 | 5,48 | 15,71 | 42,98 | 160,20 |
| FGW (nominal returns) | 0,22 | 1,47 | 4,30 | 14,03 | 99,93 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 0,49 | 2,63 | 7,01 | 19,24 | 134,54 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 0,31 | 1,55 | 4,10 | 11,31 | 80,32 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 0,18 | 0,96 | 2,28 | 6,16 | 44,46 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,27 | 1,25 | 3,10 | 7,78 | 38,34 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,28 | 0,84 | 1,21 | 3,27 | 56,84 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,28 | 1,27 | 2,63 | 6,82 | 31,78 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 0,21 | 0,98 | 2,49 | 11,48 | 139,43 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,33 | 1,03 | 2,27 | 6,97 | 48,84 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Die folgende Tabelle zeigt den prozentualen Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem der Mittelwert der korrigierten Indexrenditen eher als der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen dem Mittelwert der Marktrenditen entspricht. Demnach spiegeln die ursprünglichen Indexrenditen den Mittelwert der Marktrenditen in der Mehrzahl der Simulationsdurchläufe genauer wieder als die mit einem beliebigen Verfahren korrigierten Indexrenditen.

Tabelle 160 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem der Mittelwert der korrigierten Indexrenditen eher als der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen dem Mittelwert der Marktrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | |
|--|----------------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 20,20 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 35,40 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 5,60 |
| FGW (nominal returns) | 18,60 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 20,20 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 35,40 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 18,80 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 21,60 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 36,30 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 5,60 |
| FGW (nominal returns) | 18,60 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 9,80 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 16,70 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 26,40 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 20,20 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 35,40 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 18,80 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 21,60 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 23,30 |

Farbcode **blau**: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Die Ergebnisse in diesem Abschnitt zeigen für einen Index in monatlicher Periodizität, der durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing beeinflusst ist, dass keines der betrachteten Verfahren unbedingt zur Korrektur der Indexrenditen geeignet ist. Lediglich die Volatilität der mit dem FGW (nominal returns)-Verfahren korrigierten Indexrenditen entspricht häufiger als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen der Volatilität der Marktrenditen. Dieses Ergebnis wird jedoch nicht in allen Simulationsdurchläufen erzielt. Außerdem wird das Ergebnis für die FGW (nominal returns)-Indexrenditen durch die für die Monte Carlo-Studie getroffenen Annahmen vermutlich begünstigt. Für eine Einschätzung der Marktrenditen, ihrer

Standardabweichungen und ihrer Mittelwerte sind daher die ursprünglichen Indexrenditen am ehesten geeignet.

7.2.3 Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Quartalsindex

Nach allen fünf betrachteten Quantilswerten werden in diesem Szenario für das FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren geringere Abweichungen der korrigierten Indexrenditen von den Markttrenditen als für die ursprünglichen Indexrenditen errechnet (siehe Tabelle 161). Allerdings werden mit dem auf vierteljährliche Renditenreihen anzuwendenden FGW (nominal returns)-Verfahren wesentliche Ergebnisverbesserungen nur

Tabelle 161 Die mittlere absolute Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Markttrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,17 | 2,68 | 3,20 | 3,81 | 4,45 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,08 | 2,67 | 3,17 | 3,81 | 5,46 |
| FGW (nominal returns) | 2,12 | 2,58 | 3,11 | 3,69 | 4,31 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 2,29 | 3,02 | 3,79 | 5,08 | 12248983 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,20 | 2,73 | 3,25 | 3,86 | 4,54 |
| Bond & Hwang (original) | 2,37 | 2,90 | 3,42 | 4,06 | 4,72 |
| Bond & Hwang (market factor) | 2,31 | 3,03 | 3,82 | 5,10 | 25479026 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,67 | 3,80 | 4,71 | 5,98 | 8,04 |
| Blundell & Ward | 2,82 | 3,98 | 4,98 | 6,23 | 8,93 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,30 | 3,38 | 4,85 | 6,98 | 15,44 |
| FGW (nominal returns) | 1,86 | 2,54 | 3,08 | 3,79 | 4,96 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 6,61 | 9,19 | 11,90 | 15,14 | 19,68 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 2,64 | 4,07 | 5,63 | 7,47 | 10,63 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,66 | 3,75 | 4,70 | 5,93 | 7,94 |
| Bond & Hwang (original) | 3,35 | 4,49 | 5,38 | 6,58 | 8,40 |
| Bond & Hwang (market factor) | 2,55 | 4,01 | 5,46 | 7,38 | 11,31 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 3,14 | 4,48 | 5,68 | 7,28 | 10,11 |

Berechnet in R. Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Markttrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

in der jährlichen Periodizität erzielt. Auch die FRZ-Indexrenditen weichen in den Simulationsdurchläufen teilweise weniger stark als die ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen ab. Jedoch führt das FRZ-Korrekturverfahren in keinem der betrachteten Quantile zu signifikanten Ergebnisverbesserungen. Da aufgrund der für die Monte Carlo-Studie getroffenen Volatilitätsannahme die Ergebnisse für das FGW (nominal returns)-Verfahren begünstigt werden, bieten die korrigierten Indexrenditen nicht unbedingt eine Alternative zu den ursprünglichen Indexrenditen.

Dieses Ergebnis wird auch bei Berücksichtigung des Kriteriums „Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung“ erzielt (siehe Tabelle 162).

Tabelle 162 Die Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|-------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,73 | 3,38 | 4,05 | 4,76 | 5,62 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,58 | 3,31 | 3,99 | 4,77 | 6,68 |
| FGW (nominal returns) | 2,68 | 3,23 | 3,94 | 4,63 | 5,39 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 2,92 | 3,80 | 4,75 | 6,32 | 36740410 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,79 | 3,45 | 4,12 | 4,88 | 5,70 |
| Bond & Hwang (original) | 3,00 | 3,63 | 4,34 | 5,10 | 5,94 |
| Bond & Hwang (market factor) | 2,94 | 3,79 | 4,85 | 6,44 | 75671748 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 3,34 | 4,71 | 5,88 | 7,42 | 9,93 |
| Blundell & Ward | 3,58 | 4,95 | 6,12 | 7,70 | 11,19 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,82 | 4,15 | 5,90 | 8,07 | 15,82 |
| FGW (nominal returns) | 2,35 | 3,17 | 3,88 | 4,73 | 6,12 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 8,16 | 11,55 | 14,74 | 18,77 | 24,57 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 3,33 | 5,09 | 6,91 | 9,17 | 13,52 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 3,33 | 4,67 | 5,83 | 7,39 | 9,95 |
| Bond & Hwang (original) | 4,19 | 5,59 | 6,71 | 8,13 | 10,32 |
| Bond & Hwang (market factor) | 3,15 | 4,93 | 6,77 | 9,02 | 13,81 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 3,80 | 5,66 | 7,08 | 9,18 | 12,49 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Die folgende Tabelle zeigt, dass sich die positiven und negativen Abweichungen der ursprünglichen bzw. korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen im Mittel ausgleichen. Dabei schneiden die korrigierten Indexrenditen nur selten geringfügig besser ab als die ursprünglichen Indexrenditen.

Tabelle 163 Die Mittlere Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|----------|-------|-------|------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,12 | -0,04 | -0,01 | 0,04 | 0,11 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -1,69 | 0,00 | 0,61 | 1,49 | 3,20 |
| FGW (nominal returns) | -0,33 | -0,08 | 0,00 | 0,08 | 0,36 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -903295 | -0,09 | -0,01 | 0,06 | 516677 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,08 | -0,03 | -0,01 | 0,02 | 0,06 |
| Bond & Hwang (original) | -0,14 | -0,06 | -0,01 | 0,04 | 0,11 |
| Bond & Hwang (market factor) | -1064926 | -0,05 | 0,00 | 0,05 | 2092400 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,47 | -0,18 | -0,02 | 0,14 | 0,45 |
| Blundell & Ward | -0,42 | -0,15 | 0,00 | 0,16 | 0,44 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -6,76 | -0,01 | 2,42 | 5,95 | 12,79 |
| FGW (nominal returns) | -1,33 | -0,33 | -0,01 | 0,34 | 1,44 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | -1,33 | -0,41 | 0,04 | 0,49 | 1,44 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -0,78 | -0,22 | -0,02 | 0,18 | 0,67 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,31 | -0,13 | -0,03 | 0,07 | 0,25 |
| Bond & Hwang (original) | -0,56 | -0,22 | -0,03 | 0,15 | 0,44 |
| Bond & Hwang (market factor) | -0,58 | -0,17 | -0,02 | 0,11 | 0,55 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -0,73 | -0,19 | 0,00 | 0,22 | 0,99 |

Farbcode **blau**: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Aus Tabelle 164 und Tabelle 165 ist ersichtlich, dass wesentliche Ergebnisverbesserungen nur in wenigen Simulationsdurchläufen mit dem FRZ- und dem FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren erzielt wurden und auch nur in der jährlichen Periodizität der Zeitreihen. Insbesondere die Ergebnisse für das 95-Prozent-Quantil (2,65 bzw. 1,09) zeigen, dass durch die Anwendung eines der Korrekturverfahren auch eine zunehmende Abweichung der Indexrenditen von den Marktrenditen verursacht werden kann.

Tabelle 164 Das Verhältnis der mittleren absoluten Abweichung der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen zur mittleren absoluten Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,78 | 0,89 | 0,98 | 1,12 | 1,47 |
| FGW (nominal returns) | 0,82 | 0,91 | 0,97 | 1,04 | 1,13 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,90 | 1,00 | 1,09 | 1,42 | 4098022 |
| Bond & Hwang (original) | 0,98 | 1,02 | 1,05 | 1,09 | 1,17 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,89 | 0,99 | 1,09 | 1,45 | 8677353 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,83 | 0,94 | 1,01 | 1,13 | 1,57 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,52 | 0,76 | 1,04 | 1,45 | 2,65 |
| FGW (nominal returns) | 0,40 | 0,53 | 0,65 | 0,81 | 1,09 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 1,13 | 1,73 | 2,58 | 3,60 | 5,16 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,74 | 0,92 | 1,09 | 1,34 | 2,24 |
| Bond & Hwang (original) | 0,90 | 1,02 | 1,13 | 1,26 | 1,56 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,71 | 0,89 | 1,05 | 1,35 | 2,38 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,98 | 1,07 | 1,18 | 1,31 | 1,66 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach

Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Tabelle 165 Das Verhältnis der Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen zur Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,80 | 0,89 | 0,98 | 1,13 | 1,46 |
| FGW (nominal returns) | 0,82 | 0,91 | 0,98 | 1,03 | 1,13 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,90 | 1,00 | 1,09 | 1,40 | 9833230 |
| Bond & Hwang (original) | 0,97 | 1,02 | 1,05 | 1,09 | 1,16 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,89 | 0,99 | 1,09 | 1,43 | 19841295 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,85 | 0,95 | 1,01 | 1,13 | 1,57 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,55 | 0,76 | 1,01 | 1,33 | 2,19 |
| FGW (nominal returns) | 0,41 | 0,53 | 0,65 | 0,80 | 1,08 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 1,14 | 1,72 | 2,56 | 3,56 | 5,04 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,74 | 0,92 | 1,09 | 1,35 | 2,24 |
| Bond & Hwang (original) | 0,92 | 1,02 | 1,12 | 1,26 | 1,56 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,72 | 0,88 | 1,05 | 1,35 | 2,33 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,99 | 1,07 | 1,18 | 1,31 | 1,71 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Bezüglich der prozentualen Abweichung der Volatilität der (korrigierten) Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen werden offenbar mit den FRZ- und FGW (nominal returns)-Verfahren häufig bessere Ergebnisse erzielt. Auch die Volatilität der mit dem Verfahren von Blundell und Ward korrigierten Indexrenditen weicht in den Simulationsdurchläufen überwiegend weniger stark als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen ab. Für die 95-Prozent-Quantile der Ergebnisverteilungen werden bei den FRZ- und BW-Verfahren jedoch auch stärkere Abweichungen der Volatilitäten errechnet.

Tabelle 166 Die Prozentuale Abweichung der Volatilität der (korrigierten) Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|--------|--------|--------|--------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -63,80 | -53,65 | -43,88 | -33,50 | -26,14 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -35,08 | -12,66 | -0,37 | 15,43 | 47,39 |
| FGW (nominal returns) | -1,91 | 4,14 | 9,37 | 14,46 | 22,57 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -67,46 | -54,70 | -40,80 | 6,92 | 8,19E+13 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -64,30 | -53,68 | -44,29 | -33,64 | -26,34 |
| Bond & Hwang (original) | -73,98 | -64,05 | -56,50 | -49,37 | -34,60 |
| Bond & Hwang (market factor) | -66,66 | -54,75 | -40,77 | 7,05 | 1,50E+15 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -42,39 | -28,67 | -18,60 | -10,86 | -0,10 |
| Blundell & Ward | -31,01 | -12,90 | 0,85 | 15,75 | 47,22 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -32,81 | -17,25 | -6,81 | 8,67 | 34,55 |
| FGW (nominal returns) | -15,87 | -5,12 | 3,17 | 12,99 | 27,74 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | 37,11 | 78,44 | 114,89 | 151,35 | 202,20 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -45,88 | -32,89 | -20,70 | -10,23 | 5,75 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -42,79 | -28,76 | -18,85 | -11,18 | -1,10 |
| Bond & Hwang (original) | -55,92 | -43,73 | -32,61 | -23,11 | -9,34 |
| Bond & Hwang (market factor) | -46,30 | -32,49 | -20,64 | -10,68 | 10,61 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -64,45 | -47,12 | -33,64 | -21,20 | 7,11 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen weicht teilweise stark von dem Mittelwert der Marktrenditen ab (siehe Tabelle 167). Auch die Korrekturverfahren können diesbezüglich nicht zu einer Verbesserung der Informationslage beitragen.

Tabelle 167 Die Prozentuale Abweichung des Mittelwerts der (korrigierten) Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|----------|--------|--------|--------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -51,02 | -7,53 | -1,10 | 5,41 | 45,85 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 8,68 | 85,43 | 148,27 | 242,31 | 571,85 |
| FGW (nominal returns) | -51,27 | -17,92 | -1,38 | 17,15 | 63,48 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -1,1E+08 | -16,76 | -0,91 | 13,32 | 3,0E+08 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -29,69 | -6,03 | -1,43 | 2,63 | 30,84 |
| Bond & Hwang (original) | -67,00 | -10,87 | -1,67 | 6,46 | 49,60 |
| Bond & Hwang (market factor) | -1,6E+08 | -10,93 | -0,96 | 10,76 | 7,3E+13 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -51,02 | -7,53 | -1,10 | 5,41 | 45,85 |
| Blundell & Ward | -50,98 | -6,51 | 0,10 | 7,10 | 47,40 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 8,68 | 85,43 | 148,27 | 242,31 | 571,85 |
| FGW (nominal returns) | -51,27 | -17,92 | -1,38 | 17,15 | 63,48 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | -116,6 | -16,90 | 2,68 | 24,12 | 160,8 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -77,69 | -11,19 | -0,90 | 8,38 | 86,81 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -29,69 | -6,03 | -1,43 | 2,63 | 30,84 |
| Bond & Hwang (original) | -67,00 | -10,87 | -1,67 | 6,46 | 49,60 |
| Bond & Hwang (market factor) | -53,33 | -8,56 | -1,31 | 4,57 | 72,41 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -89,26 | -10,03 | -1,04 | 8,85 | 106,1 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Auch die Ergebnisse in Tabelle 168 und in Tabelle 169 deuten zunächst darauf hin, dass zur Einschätzung der Volatilität der Marktrenditen die Volatilitäten der mit den Verfahren BW, FRZ und FGW (nominal returns)-korrigierten Indexrenditen berücksichtigt werden kann. In 95 Prozent der Simulationsdurchläufe beträgt die Abweichung der Volatilität der in vierteljährlicher Periodizität analysierten FGW (nominal returns)-Renditen von der Volatilität der Marktrenditen maximal 61 Prozent der Abweichung der Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen. Auch für die FGW (nominal returns)-Indexrenditen in jährlicher Periodizität werden in vielen Simulationsdurchläufen Ergebnisverbesserungen erzielt. Der 95-Prozent-Quantilswert zeigt jedoch, dass in dem entsprechenden Simulationsdurchlauf die Abweichung der Volatilität der FGW (nominal returns)-Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen dem 5,01-fachen der Abweichung der Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen beträgt.

Tabelle 168 Das Verhältnis der prozentualen Abweichung der Volatilität korrigierter Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen zur prozentualen Abweichung der Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,02 | 0,13 | 0,33 | 0,62 | 1,35 |
| FGW (nominal returns) | 0,02 | 0,11 | 0,22 | 0,34 | 0,61 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,40 | 0,91 | 1,10 | 1,93 | 22105850 |
| Bond & Hwang (original) | 0,97 | 1,14 | 1,25 | 1,44 | 1,82 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,40 | 0,92 | 1,09 | 1,85 | 42288064 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,08 | 0,34 | 0,76 | 1,66 | 7,41 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,10 | 0,34 | 0,67 | 1,36 | 6,02 |
| FGW (nominal returns) | 0,04 | 0,19 | 0,48 | 1,06 | 5,01 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 0,93 | 2,81 | 6,17 | 13,38 | 72,65 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,43 | 0,86 | 1,05 | 1,46 | 4,84 |
| Bond & Hwang (original) | 0,91 | 1,34 | 1,63 | 2,15 | 5,90 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,40 | 0,94 | 1,03 | 1,41 | 4,02 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,60 | 1,39 | 1,73 | 2,50 | 8,59 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Tabelle 169 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem die Volatilität der korrigierten Indexrenditen eher als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen der Volatilität der Marktrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
|---|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 90,00 |
| FGW (nominal returns) | 99,50 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 36,30 |
| Bond & Hwang (original) | 6,40 |
| Bond & Hwang (market factor) | 36,30 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 68,00 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 66,00 |
| FGW (nominal returns) | 73,10 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 6,20 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 33,20 |
| Bond & Hwang (original) | 6,40 |
| Bond & Hwang (market factor) | 31,80 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 11,50 |

Tabelle 170 Das Verhältnis der prozentualen Abweichung des Mittelwerts korrigierter Indexrenditen von dem Mittelwert der Markttrenditen zur prozentualen Abweichung des Mittelwerts der ursprünglichen Indexrenditen von dem Mittelwert der Markttrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,88 | 8,60 | 21,54 | 58,53 | 192,01 |
| FGW (nominal returns) | 0,14 | 0,83 | 2,16 | 7,47 | 39,57 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,40 | 0,94 | 1,35 | 20,45 | 1,09E+08 |
| Bond & Hwang (original) | 0,16 | 0,83 | 1,84 | 4,16 | 17,24 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,39 | 0,93 | 1,44 | 25,62 | 3,93E+08 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,14 | 0,60 | 0,99 | 1,66 | 10,73 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,88 | 8,60 | 21,54 | 58,53 | 192,01 |
| FGW (nominal returns) | 0,14 | 0,83 | 2,16 | 7,47 | 39,57 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 0,23 | 1,21 | 2,93 | 8,03 | 49,06 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,34 | 0,87 | 1,10 | 1,93 | 20,07 |
| Bond & Hwang (original) | 0,16 | 0,83 | 1,84 | 4,16 | 17,24 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,33 | 0,85 | 1,09 | 2,27 | 23,55 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,23 | 0,96 | 1,92 | 4,73 | 38,93 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Markttrenditen erzielt.

Tabelle 171 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem der Mittelwert der korrigierten Indexrenditen eher als der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen dem Mittelwert der Markttrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
|---|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,80 |
| FGW (nominal returns) | 30,20 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 31,10 |
| Bond & Hwang (original) | 29,10 |
| Bond & Hwang (market factor) | 31,30 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 52,40 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,80 |
| FGW (nominal returns) | 30,20 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 22,00 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 31,10 |
| Bond & Hwang (original) | 29,10 |
| Bond & Hwang (market factor) | 31,30 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 26,50 |

Aus Tabelle 169 ist ersichtlich, dass in 99,5 Prozent der Versuchsdurchläufe der Monte Carlo-Studie die FGW (nominal returns)-Indexrenditen in vierteljährlicher Periodizität eine Volatilität aufweisen, die eher als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen der Volatilität der Marktrenditen entspricht. Bei Betrachtung der Zeitreihen in jährlicher Periodizität beträgt der Prozentsatz für die FGW (nominal returns)-Indexrenditen jedoch nur 73,1 Prozent. Ebenfalls schneiden die mit den FRZ- sowie BW-Verfahren korrigierten Indexrenditen bezüglich der Volatilität in einer Mehrzahl der Simulationsdurchläufe besser ab als die ursprünglichen Indexrenditen.

Bezüglich des Mittelwerts der Marktrenditen werden mit den Blundell und Ward-Indexrenditen häufig genauere Ergebnisse als mit den ursprünglichen Indexrenditen erzielt (siehe Tabelle 170 und Tabelle 171). Teilweise betragen die Abweichungen der Mittelwerte der Blundell und Ward-Indexrenditen von den Mittelwerten der Marktrenditen jedoch ein Vielfaches (z. B. das 10,73-fache) der Abweichungen der Mittelwerte der ursprünglichen Indexrenditen von den Mittelwerten der Marktrenditen. Die mit dem Verfahren von Blundell und Ward korrigierten Indexrenditen sind daher eher nicht für die Einschätzung der Mittelwerte der Marktrenditen geeignet.

Insgesamt wird aus der Monte Carlo-Studie für einen Quartalsindex, der durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing verändert ist, das folgende Ergebnis erzielt:

Für eine Einschätzung der Renditen von Marktwerten sind offenbar die mit dem Verfahren FGW (nominal returns) korrigierten Indexrenditen eher geeignet als die ursprünglichen Indexrenditen. Dies gilt allerdings nur unter der Annahme, dass die für die Monte Carlo-Studie getroffene Volatilitätsannahme richtig ist. Für die Berechnung von Korrelationskoeffizienten zwischen den Indexrenditen für den betrachteten Immobilienmarkt und den Indexrenditen anderer Anlageklassen wären daher die FGW-Indexrenditen möglicherweise eher geeignet als die ursprünglichen Indexrenditen.

Die Ergebnisse zeigen auch, dass für eine Einschätzung der Volatilität der Marktrenditen die Volatilitäten der mit den Verfahren von BW, FRZ und FGW (nominal returns) korrigierten Indexrenditen berücksichtigt werden können. Jedoch ist auch wieder darauf hinzuweisen, dass die für die MC-Studie getroffene Volatilitätsannahme möglicherweise das positive

Abschneiden des FGW (nominal returns)-Korrekturverfahrens begünstigt. Die Volatilität der FGW (nominal returns)-Indexrenditen ist daher eher neben der Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen für die Einschätzung der Volatilität der Marktrenditen zu berücksichtigen. Für die Einschätzung der Mittelwerte der Marktrenditen sollten die Mittelwerte der ursprünglichen Indexrenditen verwendet werden.

7.2.4 Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Quartalsindex (NCREIF Appreciation Index-Szenario)

Tabelle 172 Die mittlere absolute Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,34 | 2,85 | 3,41 | 4,03 | 4,61 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,08 | 2,67 | 3,17 | 3,81 | 5,46 |
| FGW (nominal returns) | 2,12 | 2,58 | 3,11 | 3,69 | 4,31 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 2,29 | 3,02 | 3,79 | 5,08 | 12248983 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,36 | 2,88 | 3,44 | 4,07 | 4,69 |
| Bond & Hwang (original) | 2,37 | 2,90 | 3,42 | 4,06 | 4,72 |
| Bond & Hwang (market factor) | 2,31 | 3,03 | 3,82 | 5,10 | 25479026 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 3,68 | 4,79 | 5,78 | 6,90 | 8,58 |
| Blundell & Ward | 2,82 | 3,98 | 4,98 | 6,23 | 8,93 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,30 | 3,38 | 4,85 | 6,98 | 15,44 |
| FGW (nominal returns) | 1,86 | 2,54 | 3,08 | 3,79 | 4,96 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | 6,61 | 9,19 | 11,90 | 15,14 | 19,68 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 2,64 | 4,07 | 5,63 | 7,47 | 10,63 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 3,66 | 4,77 | 5,76 | 6,96 | 8,62 |
| Bond & Hwang (original) | 3,35 | 4,49 | 5,38 | 6,58 | 8,40 |
| Bond & Hwang (market factor) | 2,55 | 4,01 | 5,46 | 7,38 | 11,31 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 3,14 | 4,48 | 5,68 | 7,28 | 10,11 |

Berechnet in R. Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Aus den Anwendungen einiger Korrekturverfahren werden in einer Mehrzahl von Simulationsdurchläufen korrigierte Indexrenditen erhalten, die eher als die ursprünglichen Indexrenditen den Marktrenditen entsprechen (siehe Tabelle 172 und Tabelle 173).

Offensichtlich werden mit dem FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren bessere Ergebnisse erzielt als mit jedem anderen Korrekturverfahren. Wesentliche Ergebnisverbesserungen werden mit dem FGW (nominal returns)-Verfahren allerdings nur für die Zeitreihen in der jährlichen Periodizität erzielt. Es ist allerdings darauf hinzuweisen, dass für die Monte Carlo-Studie eine Volatilitätsannahme getroffen wurde, die das positive Abschneiden des FGW (nominal returns)-Verfahrens begünstigt.

Tabelle 173 Die Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|-------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,95 | 3,55 | 4,29 | 5,06 | 5,80 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,58 | 3,31 | 3,99 | 4,77 | 6,68 |
| FGW (nominal returns) | 2,68 | 3,23 | 3,94 | 4,63 | 5,39 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 2,92 | 3,80 | 4,75 | 6,32 | 36740410 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,98 | 3,64 | 4,41 | 5,16 | 5,94 |
| Bond & Hwang (original) | 3,00 | 3,63 | 4,34 | 5,10 | 5,94 |
| Bond & Hwang (market factor) | 2,94 | 3,79 | 4,85 | 6,44 | 75671748 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 4,64 | 5,95 | 7,11 | 8,47 | 10,54 |
| Blundell & Ward | 3,58 | 4,95 | 6,12 | 7,70 | 11,19 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,82 | 4,15 | 5,90 | 8,07 | 15,82 |
| FGW (nominal returns) | 2,35 | 3,17 | 3,88 | 4,73 | 6,12 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | 8,16 | 11,55 | 14,74 | 18,77 | 24,57 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 3,33 | 5,09 | 6,91 | 9,17 | 13,52 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 4,61 | 5,93 | 7,12 | 8,54 | 10,58 |
| Bond & Hwang (original) | 4,19 | 5,59 | 6,71 | 8,13 | 10,32 |
| Bond & Hwang (market factor) | 3,15 | 4,93 | 6,77 | 9,02 | 13,81 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 3,80 | 5,66 | 7,08 | 9,18 | 12,49 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Neben den ursprünglichen Indexrenditen sind für eine Einschätzung der Marktrenditen offensichtlich auch die Blundell und Ward-, Firstenberg, Ross und Zisler- sowie Bond und Hwang (original)-Indexrenditen geeignet. Jedoch werden nicht in allen Simulationsdurchläufen geringere Abweichungen der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen errechnet oder es werden nur geringfügige Verbesserungen durch die Korrekturverfahren

erzielt. Daher können die mit einem der Verfahren korrigierten Indexrenditen die ursprünglichen Indexrenditen nicht unbedingt ersetzen.

Die „Mittlere Abweichung“ (siehe Tabelle 174) der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen ist nur gering. Mit dem Blundell und Ward-Korrekturverfahren werden nach diesem Kriterium in den Simulationsdurchläufen noch geringfügige Ergebnisverbesserungen erzielt.

Tabelle 174 Die Mittlere Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|----------|-------|-------|------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,15 | -0,06 | -0,01 | 0,05 | 0,14 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -1,69 | 0,00 | 0,61 | 1,49 | 3,20 |
| FGW (nominal returns) | -0,33 | -0,08 | 0,00 | 0,08 | 0,36 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -903295 | -0,09 | -0,01 | 0,06 | 516677 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,09 | -0,04 | -0,01 | 0,02 | 0,08 |
| Bond & Hwang (original) | -0,14 | -0,06 | -0,01 | 0,04 | 0,11 |
| Bond & Hwang (market factor) | -1064926 | -0,05 | 0,00 | 0,05 | 2092400 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,60 | -0,23 | -0,04 | 0,19 | 0,57 |
| Blundell & Ward | -0,42 | -0,15 | 0,00 | 0,16 | 0,44 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -6,76 | -0,01 | 2,42 | 5,95 | 12,79 |
| FGW (nominal returns) | -1,33 | -0,33 | -0,01 | 0,34 | 1,44 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | -1,33 | -0,41 | 0,04 | 0,49 | 1,44 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -0,78 | -0,22 | -0,02 | 0,18 | 0,67 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,37 | -0,17 | -0,04 | 0,08 | 0,31 |
| Bond & Hwang (original) | -0,56 | -0,22 | -0,03 | 0,15 | 0,44 |
| Bond & Hwang (market factor) | -0,58 | -0,17 | -0,02 | 0,11 | 0,55 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -0,73 | -0,19 | 0,00 | 0,22 | 0,99 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Die Ergebnisse in Tabelle 175 und Tabelle 176 zeigen wieder, dass die mit dem FGW (nominal returns)-Verfahren korrigierten Indexrenditen eher als die ursprünglichen Indexrenditen den Marktrenditen entsprechen. Der Wert 0,53 für den Simulationsdurchlauf des 50-Prozent-Quantils zeigt beispielsweise, dass die mittlere absolute Abweichung der FGW (nominal returns)-Indexrenditen in jährlicher Periodizität von den Marktrenditen nur 53 % der mittleren absoluten Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen beträgt. Insbesondere werden auch mit den Verfahren von Blundell und Ward, Firstenberg, Ross und Zisler sowie Bond und Hwang (original/market factor) in Simulationsdurchläufen teilweise Ergebnisverbesserungen erzielt.

Tabelle 175 Das Verhältnis der mittleren absoluten Abweichung der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen zur mittleren absoluten Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,76 | 0,84 | 0,93 | 1,06 | 1,43 |
| FGW (nominal returns) | 0,78 | 0,86 | 0,91 | 0,97 | 1,08 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,83 | 0,95 | 1,05 | 1,32 | 3861359 |
| Bond & Hwang (original) | 0,91 | 0,97 | 1,01 | 1,03 | 1,07 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,81 | 0,94 | 1,04 | 1,31 | 7444500 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,58 | 0,73 | 0,87 | 1,01 | 1,37 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,45 | 0,62 | 0,83 | 1,19 | 2,57 |
| FGW (nominal returns) | 0,35 | 0,45 | 0,53 | 0,65 | 0,86 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 1,22 | 1,63 | 2,08 | 2,56 | 3,40 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,52 | 0,75 | 0,98 | 1,18 | 1,72 |
| Bond & Hwang (original) | 0,68 | 0,86 | 0,97 | 1,05 | 1,17 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,49 | 0,72 | 0,95 | 1,18 | 1,76 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,64 | 0,85 | 1,01 | 1,18 | 1,45 |

Farbcode **blau**: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Tabelle 176 Das Verhältnis der Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen zur Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,77 | 0,84 | 0,92 | 1,06 | 1,40 |
| FGW (nominal returns) | 0,78 | 0,86 | 0,91 | 0,97 | 1,07 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,83 | 0,95 | 1,05 | 1,29 | 9299683 |
| Bond & Hwang (original) | 0,89 | 0,97 | 1,00 | 1,03 | 1,06 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,81 | 0,94 | 1,04 | 1,31 | 16860507 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,57 | 0,73 | 0,87 | 1,01 | 1,41 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,43 | 0,62 | 0,80 | 1,10 | 2,13 |
| FGW (nominal returns) | 0,36 | 0,45 | 0,54 | 0,65 | 0,85 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 1,25 | 1,65 | 2,07 | 2,59 | 3,32 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,52 | 0,75 | 0,98 | 1,18 | 1,72 |
| Bond & Hwang (original) | 0,68 | 0,87 | 0,97 | 1,05 | 1,17 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,50 | 0,72 | 0,95 | 1,18 | 1,77 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,64 | 0,84 | 1,02 | 1,19 | 1,44 |

Farbcode **blau**: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Aus Tabelle 177 ist ersichtlich, dass bei einigen Korrekturverfahren in einer überwiegenden Anzahl der Simulationsdurchläufe die Volatilitäten der korrigierten Indexrenditen weniger stark als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen abweicht.

Tabelle 177 Die Prozentuale Abweichung der Volatilität der (korrigierten) Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|--------|--------|--------|--------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -62,24 | -58,03 | -55,20 | -52,41 | -47,75 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -35,08 | -12,66 | -0,37 | 15,43 | 47,89 |
| FGW (nominal returns) | -1,91 | 4,14 | 9,37 | 14,46 | 22,57 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -67,46 | -54,70 | -40,80 | 6,92 | 8,19E+13 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -62,41 | -58,24 | -55,50 | -52,56 | -47,90 |
| Bond & Hwang (original) | -73,98 | -64,05 | -56,50 | -49,37 | -34,60 |
| Bond & Hwang (market factor) | -66,66 | -54,75 | -40,77 | 7,05 | 1,50E+15 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -42,13 | -34,50 | -29,28 | -23,95 | -14,90 |
| Blundell & Ward | -31,01 | -12,90 | 0,85 | 15,75 | 47,22 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -32,81 | -17,25 | -6,81 | 8,67 | 34,55 |
| FGW (nominal returns) | -15,87 | -5,12 | 3,17 | 12,99 | 27,74 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | 37,11 | 78,44 | 114,89 | 151,35 | 202,20 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -45,88 | -32,89 | -20,70 | -10,23 | 5,75 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -41,59 | -34,66 | -29,46 | -25,11 | -17,56 |
| Bond & Hwang (original) | -55,92 | -43,73 | -32,61 | -23,11 | -9,34 |
| Bond & Hwang (market factor) | -46,30 | -32,49 | -20,64 | -10,68 | 10,61 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -64,45 | -47,12 | -33,64 | -21,20 | 7,11 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

In einigen Simulationsdurchläufen ist die Volatilität der FGW (nominal returns)-Indexrenditen höher, während die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen geringer ist als die Volatilität der Marktrenditen. D. h., bei Verwendung der Volatilität korrigierter Indexrenditen zur Einschätzung der Volatilität der Marktrenditen wird diese häufig überschätzt und bei Verwendung der ursprünglichen Indexrenditen generell unterschätzt.

Für die Einschätzung des Mittelwerts der Marktrenditen ist der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen am ehesten geeignet (siehe Tabelle 178). Mit dem Blundell und Ward-Verfahren wurden bezüglich des Mittelwerts in den Simulationsdurchläufen häufig geringfügige Ergebnisverbesserungen erzielt.

Tabelle 178 Die Prozentuale Abweichung des Mittelwerts der (korrigierten) Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|----------|--------|--------|--------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -67,26 | -11,26 | -1,78 | 7,01 | 53,51 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 8,68 | 85,43 | 148,27 | 242,31 | 571,85 |
| FGW (nominal returns) | -51,27 | -17,92 | -1,38 | 17,15 | 63,48 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -1,1E+08 | -16,76 | -0,91 | 13,32 | 3,0E+08 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -39,66 | -7,94 | -2,36 | 3,12 | 34,81 |
| Bond & Hwang (original) | -67,00 | -10,87 | -1,67 | 6,46 | 49,60 |
| Bond & Hwang (market factor) | -1,6E+08 | -10,93 | -0,96 | 10,76 | 7,3E+13 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -67,26 | -11,26 | -1,78 | 7,01 | 53,51 |
| Blundell & Ward | -50,98 | -6,51 | 0,10 | 7,10 | 47,40 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 8,68 | 85,43 | 148,27 | 242,31 | 571,85 |
| FGW (nominal returns) | -51,27 | -17,92 | -1,38 | 17,15 | 63,48 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | -116,59 | -16,90 | 2,68 | 24,12 | 160,75 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -77,69 | -11,19 | -0,90 | 8,38 | 86,81 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -39,66 | -7,94 | -2,36 | 3,12 | 34,81 |
| Bond & Hwang (original) | -67,00 | -10,87 | -1,67 | 6,46 | 49,60 |
| Bond & Hwang (market factor) | -53,33 | -8,56 | -1,31 | 4,57 | 72,41 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -89,26 | -10,03 | -1,04 | 8,85 | 106,13 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Aus Tabelle 179 und Tabelle 180 ist ersichtlich, dass die Volatilität der mit den FGW (nominal returns)-, FRZ- sowie BW-Verfahren korrigierten Indexrenditen oftmals eher als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen der Volatilität der Marktrenditen entspricht. Auch mit verschiedenen Varianten des Bond und Hwang-Verfahrens werden in den Simulationsdurchläufen häufig Ergebnisverbesserungen erzielt. Jedoch wird mit dem Blundell und Ward-Verfahren in dem zum 95-Prozent-Quantil gehörenden Simulationsdurchlauf eine Volatilität errechnet, deren Abweichung von der Volatilität der Marktrenditen dem 2,66-fachen der Abweichung der Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen entspricht.

Tabelle 179 Das Verhältnis der prozentualen Abweichung der Volatilität korrigierter Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen zur prozentualen Abweichung der Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,01 | 0,12 | 0,26 | 0,49 | 1,03 |
| FGW (nominal returns) | 0,02 | 0,09 | 0,17 | 0,26 | 0,41 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,23 | 0,72 | 0,99 | 1,21 | 14792509 |
| Bond & Hwang (original) | 0,67 | 0,90 | 1,02 | 1,15 | 1,30 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,25 | 0,71 | 0,98 | 1,21 | 27292439 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,05 | 0,22 | 0,47 | 0,83 | 2,66 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,06 | 0,23 | 0,47 | 0,74 | 1,81 |
| FGW (nominal returns) | 0,03 | 0,14 | 0,29 | 0,58 | 1,17 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 1,12 | 2,64 | 3,99 | 5,55 | 10,14 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,13 | 0,45 | 0,78 | 1,11 | 1,73 |
| Bond & Hwang (original) | 0,39 | 0,80 | 1,11 | 1,42 | 1,90 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,11 | 0,46 | 0,78 | 1,12 | 1,55 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,24 | 0,80 | 1,19 | 1,63 | 2,33 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Tabelle 180 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem die Volatilität der korrigierten Indexrenditen eher als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen der Volatilität der Marktrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
|---|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 94,40 |
| FGW (nominal returns) | 100,00 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 51,20 |
| Bond & Hwang (original) | 46,30 |
| Bond & Hwang (market factor) | 51,50 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 85,20 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 84,00 |
| FGW (nominal returns) | 92,80 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 3,90 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 51,80 |
| Bond & Hwang (original) | 40,60 |
| Bond & Hwang (market factor) | 52,50 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 36,60 |

Tabelle 181 Das Verhältnis der prozentualen Abweichung des Mittelwerts korrigierter Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen zur prozentualen Abweichung des Mittelwerts der ursprünglichen Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,26 | 6,78 | 16,50 | 45,33 | 206,60 |
| FGW (nominal returns) | 0,11 | 0,57 | 1,64 | 4,91 | 32,29 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,19 | 0,68 | 1,24 | 14,93 | 9,37E+07 |
| Bond & Hwang (original) | 0,11 | 0,63 | 1,37 | 3,25 | 18,39 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,20 | 0,74 | 1,34 | 18,24 | 3,31E+08 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,08 | 0,38 | 0,73 | 1,38 | 6,63 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,26 | 6,78 | 16,50 | 45,33 | 206,60 |
| FGW (nominal returns) | 0,11 | 0,57 | 1,64 | 4,91 | 32,29 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 0,21 | 1,02 | 2,27 | 4,78 | 22,05 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,16 | 0,57 | 0,96 | 1,68 | 14,71 |
| Bond & Hwang (original) | 0,11 | 0,63 | 1,37 | 3,25 | 18,39 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,17 | 0,62 | 1,02 | 1,97 | 17,77 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,15 | 0,72 | 1,55 | 4,24 | 28,03 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Tabelle 182 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem der Mittelwert der korrigierten Indexrenditen eher als der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen dem Mittelwert der Marktrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
|---|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 4,00 |
| FGW (nominal returns) | 38,50 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 41,40 |
| Bond & Hwang (original) | 38,10 |
| Bond & Hwang (market factor) | 38,40 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 64,60 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 4,00 |
| FGW (nominal returns) | 38,50 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 24,60 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 41,40 |
| Bond & Hwang (original) | 38,10 |
| Bond & Hwang (market factor) | 38,40 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 35,40 |

Die Ergebnisse in Tabelle 181 und Tabelle 182 zeigen, dass der Mittelwert der Blundell und Ward-Indexrenditen in einer Mehrzahl der Simulationsdurchläufe eher als der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen dem Mittelwert der Marktrenditen entspricht. Allerdings wird in dem zum 95-Prozent-Quantil gehörenden Simulationsdurchlauf eine Abweichung des Mittelwerts der „korrigierten“ Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen errechnet, die einem Vielfachen (6,63-fachen) der Abweichung des Mittelwerts der ursprünglichen Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen entspricht.

Insgesamt zeigen die Ergebnisse für das NPI-Szenario, dass für eine Einschätzung der Renditen der Marktwerte und ihrer Volatilität neben den ursprünglichen Indexrenditen offenbar auch die FRZ- und BW-Indexrenditen verwendet werden sollten. Auch mit dem FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren wird möglicherweise eine Verbesserung der Informationslage bezüglich der Marktrenditen und ihrer Volatilität erzielt. Dies gilt aber nur bei Gültigkeit der für die MC-Studie getroffenen Volatilitätsannahme. Auch die mit dem Bond und Hwang-Korrekturverfahren (in verschiedenen Varianten) korrigierten Indexrenditen bzw. ihre Volatilitäten weichen in den Simulationsdurchläufen häufig weniger stark als die ursprünglichen Indexrenditen bzw. ihre Volatilitäten von den Marktrenditen bzw. ihren Volatilitäten ab.

Zur Einschätzung der Mittelwerte der Marktrenditen sind die Mittelwerte der ursprünglichen Indexrenditen am ehesten geeignet.

7.2.5 Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen (modelliert mit Weibull-Verteilung) und des Appraisal-Smoothing veränderten Quartals-index

Die mit dem FGW (nominal returns)-Verfahren korrigierten Indexrenditen entsprechen in der Mehrzahl der Simulationsdurchläufe eher als die ursprünglichen Indexrenditen den Markttrenditen (siehe Tabelle 183). Es wird allerdings wieder darauf hingewiesen, dass die für die Monte Carlo-Studie getroffene Volatilitätsannahme die Ergebnisse für das FGW (nominal returns)-Verfahren begünstigen kann.

Tabelle 183 Die mittlere absolute Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Markttrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,27 | 2,78 | 3,33 | 3,93 | 4,51 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,08 | 2,67 | 3,17 | 3,81 | 5,46 |
| FGW (nominal returns) | 2,12 | 2,58 | 3,11 | 3,69 | 4,31 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 2,29 | 3,02 | 3,79 | 5,08 | 12248983 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,31 | 2,83 | 3,38 | 3,98 | 4,61 |
| Bond & Hwang (original) | 2,37 | 2,90 | 3,42 | 4,06 | 4,72 |
| Bond & Hwang (market factor) | 2,31 | 3,03 | 3,82 | 5,10 | 25479026 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 3,18 | 4,17 | 5,03 | 6,05 | 7,57 |
| Blundell & Ward | 2,82 | 3,98 | 4,98 | 6,23 | 8,93 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,30 | 3,38 | 4,85 | 6,98 | 15,44 |
| FGW (nominal returns) | 1,86 | 2,54 | 3,08 | 3,79 | 4,96 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | 6,61 | 9,19 | 11,90 | 15,14 | 19,68 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 2,64 | 4,07 | 5,63 | 7,47 | 10,63 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 3,18 | 4,16 | 5,00 | 6,04 | 7,51 |
| Bond & Hwang (original) | 3,35 | 4,49 | 5,38 | 6,58 | 8,40 |
| Bond & Hwang (market factor) | 2,55 | 4,01 | 5,46 | 7,38 | 11,31 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 3,14 | 4,48 | 5,68 | 7,28 | 10,11 |

Berechnet in R. Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Markttrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Auch die BW- und die FRZ-Indexrenditen weisen in den Simulationsdurchläufen häufig eine geringere MAA von den Markttrenditen auf als die ursprünglichen Indexrenditen. Allerdings

wurden durch die Anwendung des Korrekturverfahrens von Firstenberg, Ross und Zisler die Indexrenditen in dem zum 95-Prozent-Quantilswert gehörenden Simulationsdurchlauf gegenüber den Marktrenditen stark verändert (15,44 %).

Die Ergebnisse für das Kriterium „Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung“ bestätigen dies:

Tabelle 184 Die Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|-------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,88 | 3,47 | 4,19 | 4,96 | 5,68 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,58 | 3,31 | 3,99 | 4,77 | 6,68 |
| FGW (nominal returns) | 2,68 | 3,23 | 3,94 | 4,63 | 5,39 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 2,92 | 3,80 | 4,75 | 6,32 | 36740410 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,93 | 3,58 | 4,33 | 5,08 | 5,85 |
| Bond & Hwang (original) | 3,00 | 3,63 | 4,34 | 5,10 | 5,94 |
| Bond & Hwang (market factor) | 2,94 | 3,79 | 4,85 | 6,44 | 75671748 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 3,98 | 5,19 | 6,24 | 7,47 | 9,33 |
| Blundell & Ward | 3,58 | 4,95 | 6,12 | 7,70 | 11,19 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,82 | 4,15 | 5,90 | 8,07 | 15,82 |
| FGW (nominal returns) | 2,35 | 3,17 | 3,88 | 4,73 | 6,12 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 8,16 | 11,55 | 14,74 | 18,77 | 24,57 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 3,33 | 5,09 | 6,91 | 9,17 | 13,52 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 3,97 | 5,17 | 6,22 | 7,42 | 9,26 |
| Bond & Hwang (original) | 4,19 | 5,59 | 6,71 | 8,13 | 10,32 |
| Bond & Hwang (market factor) | 3,15 | 4,93 | 6,77 | 9,02 | 13,81 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 3,80 | 5,66 | 7,08 | 9,18 | 12,49 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Die mittlere Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen ist nahe null, d. h., positive und negative Abweichungen gleichen sich im Mittel aus. Mit Hilfe der Korrekturverfahren können diesebezüglich keine wesentlichen Ergebnisverbesserungen erzielt werden (siehe Tabelle 185).

Tabelle 185 Die Mittlere Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|----------|-------|-------|------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,11 | -0,04 | -0,01 | 0,04 | 0,11 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -1,69 | 0,00 | 0,61 | 1,49 | 3,20 |
| FGW (nominal returns) | -0,33 | -0,08 | 0,00 | 0,08 | 0,36 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -903295 | -0,09 | -0,01 | 0,06 | 516677 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,07 | -0,03 | -0,01 | 0,02 | 0,06 |
| Bond & Hwang (original) | -0,14 | -0,06 | -0,01 | 0,04 | 0,11 |
| Bond & Hwang (market factor) | -1064926 | -0,05 | 0,00 | 0,05 | 2092400 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,43 | -0,17 | -0,02 | 0,15 | 0,42 |
| Blundell & Ward | -0,42 | -0,15 | 0,00 | 0,16 | 0,44 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -6,76 | -0,01 | 2,42 | 5,95 | 12,79 |
| FGW (nominal returns) | -1,33 | -0,33 | -0,01 | 0,34 | 1,44 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | -1,33 | -0,41 | 0,04 | 0,49 | 1,44 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -0,78 | -0,22 | -0,02 | 0,18 | 0,67 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,29 | -0,13 | -0,03 | 0,07 | 0,26 |
| Bond & Hwang (original) | -0,56 | -0,22 | -0,03 | 0,15 | 0,44 |
| Bond & Hwang (market factor) | -0,58 | -0,17 | -0,02 | 0,11 | 0,55 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -0,73 | -0,19 | 0,00 | 0,22 | 0,99 |

Farbcode **blau**: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Die in Tabelle 186 und Tabelle 187 dargestellten Ergebnisse zeigen wieder, dass die mit dem FGW (nominal returns)-Verfahren korrigierten Indexrenditen eher als die ursprünglichen Indexrenditen den Marktrenditen entsprechen. Lediglich das Ergebnis für das 95-Prozent-Quantil der Ergebnisverteilung belegt, dass in einigen Simulationsdurchläufen die ursprünglichen Indexrenditen in vierteljährlicher Periodizität eher als die FGW (nominal returns)-Indexrenditen den Marktrenditen entsprechen.

Den in einigen Simulationsdurchläufen mittels der Anwendung der FRZ- sowie BW-Korrekturverfahren erzielten Ergebnisverbesserungen stehen vergleichsweise höhere Ergebnisverschlechterungen in anderen Simulationsdurchläufen gegenüber, so dass aus den Verfahren kein Informationsgewinn über die Marktrenditen erzielt werden kann.

Tabelle 186 Das Verhältnis der mittleren absoluten Abweichung der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen zur mittleren absoluten Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,77 | 0,85 | 0,95 | 1,09 | 1,47 |
| FGW (nominal returns) | 0,80 | 0,88 | 0,94 | 0,99 | 1,09 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,85 | 0,97 | 1,07 | 1,36 | 3894117 |
| Bond & Hwang (original) | 0,93 | 0,99 | 1,02 | 1,05 | 1,09 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,83 | 0,96 | 1,07 | 1,35 | 7414091 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,67 | 0,85 | 0,99 | 1,15 | 1,58 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,51 | 0,70 | 0,95 | 1,45 | 3,12 |
| FGW (nominal returns) | 0,39 | 0,51 | 0,61 | 0,75 | 0,98 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 1,40 | 1,87 | 2,33 | 2,95 | 3,89 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,59 | 0,85 | 1,11 | 1,37 | 2,00 |
| Bond & Hwang (original) | 0,81 | 0,99 | 1,09 | 1,20 | 1,39 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,56 | 0,80 | 1,09 | 1,36 | 2,08 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,74 | 0,94 | 1,15 | 1,36 | 1,78 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach

Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Tabelle 187 Das Verhältnis der Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen zur Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,79 | 0,86 | 0,93 | 1,09 | 1,46 |
| FGW (nominal returns) | 0,80 | 0,88 | 0,94 | 0,99 | 1,08 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,85 | 0,97 | 1,07 | 1,32 | 9418553 |
| Bond & Hwang (original) | 0,90 | 0,99 | 1,02 | 1,05 | 1,09 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,83 | 0,96 | 1,06 | 1,33 | 17058365 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,68 | 0,85 | 0,99 | 1,14 | 1,57 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,51 | 0,71 | 0,93 | 1,29 | 2,54 |
| FGW (nominal returns) | 0,40 | 0,51 | 0,61 | 0,74 | 0,96 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 1,45 | 1,89 | 2,35 | 2,93 | 3,80 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,60 | 0,85 | 1,11 | 1,36 | 1,97 |
| Bond & Hwang (original) | 0,82 | 0,99 | 1,10 | 1,20 | 1,38 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,57 | 0,81 | 1,09 | 1,36 | 2,10 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,75 | 0,95 | 1,16 | 1,37 | 1,78 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Aus Tabelle 188 ist ersichtlich, dass die Volatilität der FGW (nominal returns)-Indexrenditen in vierteljährlicher Periodizität eher als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen der Volatilität der Marktrenditen entspricht. Die Volatilität der FGW (nominal returns)-Indexrenditen in jährlicher Periodizität weicht jedoch auch teilweise stärker als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen ab. Die Volatilität der FRZ-Indexrenditen weicht in einer Mehrzahl der Simulationsdurchläufe nicht so stark wie die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen ab.

Tabelle 188 Die Prozentuale Abweichung der Volatilität der (korrigierten) Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|--------|--------|--------|--------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -51,87 | -47,01 | -44,24 | -41,42 | -37,16 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -35,08 | -12,66 | -0,37 | 15,43 | 47,39 |
| FGW (nominal returns) | -1,91 | 4,14 | 9,37 | 14,46 | 22,57 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -67,46 | -54,70 | -40,80 | 6,92 | 8,2E+13 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -51,99 | -47,37 | -44,53 | -41,65 | -37,31 |
| Bond & Hwang (original) | -73,98 | -64,05 | -56,50 | -49,37 | -34,60 |
| Bond & Hwang (market factor) | -66,66 | -54,75 | -40,77 | 7,05 | 1,5E+15 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -30,22 | -22,20 | -16,57 | -11,30 | -2,26 |
| Blundell & Ward | -31,01 | -12,90 | 0,85 | 15,75 | 47,22 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -32,81 | -17,25 | -6,81 | 8,67 | 34,55 |
| FGW (nominal returns) | -15,87 | -5,12 | 3,17 | 12,99 | 27,74 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 37,11 | 78,44 | 114,9 | 151,4 | 202,2 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -45,88 | -32,89 | -20,70 | -10,23 | 5,75 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -29,38 | -22,22 | -16,83 | -12,00 | -4,34 |
| Bond & Hwang (original) | -55,92 | -43,73 | -32,61 | -23,11 | -9,34 |
| Bond & Hwang (market factor) | -46,30 | -32,49 | -20,64 | -10,68 | 10,61 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -64,45 | -47,12 | -33,64 | -21,20 | 7,11 |

Farbcode **blau**: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierte) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Für eine Einschätzung des Mittelwerts der Marktrenditen ist der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen am ehesten geeignet (siehe Tabelle 189). In einer Mehrzahl der Simulationsdurchläufe wurden mit dem BW-Korrekturverfahren bezüglich des

Mittelwerts geringfügige Verbesserungen erzielt. Diesen stehen aber auch stärkere Abweichungen des Mittelwerts der BW-Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen in anderen Simulationsdurchläufen gegenüber.

Tabelle 189 Die Prozentuale Abweichung des Mittelwerts der (korrigierten) Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|----------|--------|--------|--------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -52,31 | -7,74 | -1,00 | 5,82 | 37,21 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 8,68 | 85,43 | 148,27 | 242,31 | 571,85 |
| FGW (nominal returns) | -51,27 | -17,92 | -1,38 | 17,15 | 63,48 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -1,1E+08 | -16,76 | -0,91 | 13,32 | 3,0E+08 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -32,69 | -5,65 | -1,57 | 3,02 | 27,40 |
| Bond & Hwang (original) | -67,00 | -10,87 | -1,67 | 6,46 | 49,60 |
| Bond & Hwang (market factor) | -1,6E+08 | -10,93 | -0,96 | 10,76 | 7,3E+13 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -52,31 | -7,74 | -1,00 | 5,82 | 37,21 |
| Blundell & Ward | -50,98 | -6,51 | 0,10 | 7,10 | 47,40 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 8,68 | 85,43 | 148,27 | 242,31 | 571,85 |
| FGW (nominal returns) | -51,27 | -17,92 | -1,38 | 17,15 | 63,48 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | -116,6 | -16,90 | 2,68 | 24,12 | 160,8 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -77,69 | -11,19 | -0,90 | 8,38 | 86,81 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -32,69 | -5,65 | -1,57 | 3,02 | 27,40 |
| Bond & Hwang (original) | -67,00 | -10,87 | -1,67 | 6,46 | 49,60 |
| Bond & Hwang (market factor) | -53,33 | -8,56 | -1,31 | 4,57 | 72,41 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -89,26 | -10,03 | -1,04 | 8,85 | 106,1 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

In einer Mehrzahl der Simulationsdurchläufe werden für die FRZ-, FGW (nominal returns)- und BW-Indexrenditen Volatilitäten errechnet, die eher als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen der Volatilität der Marktrenditen entsprechen (siehe Tabelle 190 und Tabelle 191). In jährlicher Periodizität beträgt die Abweichung der Volatilität der korrigierten Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen jedoch in einigen Simulationsdurchläufen ein Vielfaches der Abweichung der Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen.

Tabelle 190 Das Verhältnis der prozentualen Abweichung der Volatilität korrigierter Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen zur prozentualen Abweichung der Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,02 | 0,14 | 0,32 | 0,60 | 1,28 |
| FGW (nominal returns) | 0,02 | 0,11 | 0,21 | 0,33 | 0,51 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,29 | 0,89 | 1,23 | 1,54 | 18870060 |
| Bond & Hwang (original) | 0,85 | 1,11 | 1,27 | 1,42 | 1,64 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,31 | 0,88 | 1,22 | 1,54 | 35621385 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,09 | 0,38 | 0,82 | 1,67 | 8,27 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,10 | 0,37 | 0,88 | 1,61 | 5,97 |
| FGW (nominal returns) | 0,05 | 0,23 | 0,53 | 1,16 | 3,86 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 1,69 | 4,20 | 6,85 | 11,29 | 43,63 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,29 | 0,83 | 1,39 | 1,97 | 5,87 |
| Bond & Hwang (original) | 0,74 | 1,38 | 1,91 | 2,68 | 5,02 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,25 | 0,80 | 1,35 | 1,96 | 4,55 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,47 | 1,37 | 2,10 | 3,09 | 6,83 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Tabelle 191 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem die Volatilität der korrigierten Indexrenditen eher als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen der Volatilität der Marktrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
|---|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 92,40 |
| FGW (nominal returns) | 99,90 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 30,90 |
| Bond & Hwang (original) | 13,70 |
| Bond & Hwang (market factor) | 32,20 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 57,90 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 57,60 |
| FGW (nominal returns) | 70,10 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 1,70 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 26,80 |
| Bond & Hwang (original) | 8,70 |
| Bond & Hwang (market factor) | 27,20 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 14,20 |

Tabelle 192 Das Verhältnis der prozentualen Abweichung des Mittelwerts korrigierter Indexrenditen von dem Mittelwert der Markttrenditen zur prozentualen Abweichung des Mittelwerts der ursprünglichen Indexrenditen von dem Mittelwert der Markttrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|-------|-------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,04 | 9,14 | 21,64 | 47,90 | 304,33 |
| FGW (nominal returns) | 0,13 | 0,80 | 2,23 | 6,42 | 51,72 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,30 | 0,85 | 1,59 | 22,12 | 1,1E+08 |
| Bond & Hwang (original) | 0,15 | 0,84 | 1,77 | 4,21 | 17,96 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,23 | 0,85 | 1,82 | 27,45 | 3,7E+08 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,13 | 0,56 | 0,94 | 1,69 | 9,38 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,04 | 9,14 | 21,64 | 47,90 | 304,33 |
| FGW (nominal returns) | 0,13 | 0,80 | 2,23 | 6,42 | 51,72 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 0,25 | 1,25 | 2,96 | 7,38 | 42,05 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,24 | 0,76 | 1,20 | 2,32 | 21,68 |
| Bond & Hwang (original) | 0,15 | 0,84 | 1,77 | 4,21 | 17,96 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,18 | 0,75 | 1,22 | 2,75 | 27,03 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,19 | 0,89 | 2,05 | 5,22 | 35,49 |

Farbcode blau: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Markttrenditen erzielt.

Tabelle 193 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem der Mittelwert der korrigierten Indexrenditen eher als der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen dem Mittelwert der Markttrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
|---|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,80 |
| FGW (nominal returns) | 31,60 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 33,40 |
| Bond & Hwang (original) | 29,10 |
| Bond & Hwang (market factor) | 31,50 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 53,30 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,80 |
| FGW (nominal returns) | 31,60 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 20,30 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 33,40 |
| Bond & Hwang (original) | 29,10 |
| Bond & Hwang (market factor) | 31,50 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 28,80 |

In einer Mehrzahl (53,3 Prozent) der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie entsprechen die Mittelwerte der mit dem BW-Verfahren korrigierten Indexrenditen eher als die Mittelwerte der ursprünglichen Indexrenditen den Mittelwerten der Marktrenditen (siehe Tabelle 192 und Tabelle 193). Jedoch wird in dem Simulationsdurchlauf des 95-Prozent-Quantils eine Abweichung des Mittelwerts der mit dem Blundell und Ward-Verfahren korrigierten Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen errechnet, die dem 9,38-fachen der Abweichung des Mittelwerts der ursprünglichen Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen entspricht.

Gezeigt wurden die Ergebnisse für das Szenario eines Quartalsindex, bei dem die Weibull-Verteilung für die Simulation der Phänomene der veralteten und nicht-synchronen Bewertungen eingesetzt wird. Außerdem wurde wieder das Phänomen Appraisal-Smoothing berücksichtigt. In einer Mehrzahl der Simulationsdurchläufe wurden FRZ-, BW- sowie FGW (nominal returns)-Indexrenditen errechnet, die eher als die ursprünglichen Indexrenditen den Marktrenditen entsprechen. Bezüglich der Volatilitäten wiesen die FRZ- sowie FGW (nominal returns)-Indexrenditen ebenfalls häufiger geringere Abweichungen zu den Volatilitäten der Marktrenditen auf als die Volatilitäten der ursprünglichen Indexrenditen. Da jedoch in einigen Simulationsdurchläufen für die korrigierten Indexrenditen auch stärkere Abweichungen errechnet wurden, ist keines der Korrekturverfahren definitiv für eine Anwendung auf die Indexrenditen geeignet. Insbesondere für eine Einschätzung der Mittelwerte der Marktrenditen sind diejenigen der ursprünglichen Indexrenditen am ehesten geeignet.

7.3 Ein Szenario mit Autokorrelation erster Ordnung in jährlichen Markttrenditen für einen Zeitraum von 30 Jahren

7.3.1 Die Gestaltung der Monte Carlo-Studie

In einer weiteren Monte Carlo-Studie wird, abweichend vom Referenzszenario (siehe Abschnitt 7.2.1), Autokorrelation nicht in monatlicher, sondern jährlicher Periodizität zur zeitlichen Verzögerung um eine Periode simuliert. Dazu wird in 1000 Simulationsdurchläufen jeweils eine Zeitreihe von Markttrenditen $r_t, \forall t = 1, \dots, T(a)$ für einen Gesamtmarkt und einen in $T(a) = 30$ Jahre unterteilten Zeithorizont von 30 Jahren simuliert. Unterperioden werden allerdings wieder in arbeitstäglicher Periodizität modelliert. Es wird wieder von zeitlich variierender Autokorrelation ausgegangen.

Für die Monte Carlo-Studie wird wie im Referenzszenario die Richtigkeit der Annahme unterstellt, dass die Standardabweichung der Markttrenditen auf dem Immobilienmarkt der Hälfte der Standardabweichung der Markttrenditen auf dem korrespondierenden Aktienmarkt entspricht. Dies ist relevant für das Korrekturverfahren FGW (nominal returns). Auch die übrigen Annahmen entsprechen dem Referenzszenario.

Es wird folgender Farbcode gewählt: Eine Zahl ist **blau** oder **grün** markiert, wenn für die korrigierten Indexrenditen ein besseres Ergebnis als für die ursprünglichen Indexrenditen erzielt wird, d. h., wenn die Anwendung des Korrekturverfahrens zu einer verbesserten Informationslage über die Eigenschaften der tatsächlichen Markttrenditen führt. Dabei ist die Zahl **grün** markiert, wenn für diese Position im Referenzszenario (Abschnitt 7.2) keine verbesserte Informationslage bezüglich der Markttrenditen ermittelt wurde. Eine Zahl ist **rot** markiert, wenn im Referenzszenario für diese Position eine verbesserte Informationslage bezüglich der Markttrenditen ermittelt wurde, die nun nicht mehr erhalten wird.

Es wäre wünschenswert, aus den vier Teilstudien bzw. Szenarien mit unterschiedlichen Ausgangsbedingungen (siehe die Abschnitte 7.2 bis 7.5) recht ähnliche (d. h. robuste) Ergebnisse zu erzielen. Dies würde die Annahme unterstützen, dass die aus den Monte Carlo-Studien erzielten Ergebnisse allgemeingültig sind. In diesem Sinne wäre es wünschenswert, in den folgenden Tabellen relativ wenige **grüne** und **rote** Positionen zu finden.

7.3.2 Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Monatsindex (IPD UK Monthly Capital Index-Szenario)

Tabelle 194 Die mittlere absolute Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 0,56 | 1,14 | 1,48 | 1,88 | 2,37 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,74 | 1,31 | 1,65 | 1,99 | 2,39 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,70 | 1,31 | 1,78 | 2,37 | 862352 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 0,93 | 1,56 | 2,10 | 2,71 | 3,60 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,26 | 1,69 | 2,16 | 2,63 | 3,61 |
| FGW (nominal returns) | 1,20 | 1,62 | 2,03 | 2,51 | 3,27 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 0,95 | 1,56 | 2,09 | 2,71 | 3,58 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,38 | 1,88 | 2,34 | 2,82 | 3,52 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,96 | 1,80 | 2,52 | 3,46 | 5,70 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,29 | 2,00 | 2,61 | 3,34 | 4,19 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 1,33 | 2,22 | 3,24 | 4,81 | 42397933 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 0,99 | 1,62 | 2,31 | 3,20 | 4,70 |
| Blundell & Ward | 1,30 | 2,10 | 2,90 | 3,97 | 5,88 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,33 | 1,94 | 2,61 | 3,45 | 5,62 |
| FGW (nominal returns) | 1,19 | 1,74 | 2,24 | 2,84 | 4,01 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 5,91 | 8,08 | 9,95 | 11,86 | 14,81 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | 3,69 | 5,03 | 6,11 | 7,34 | 8,98 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | 2,31 | 3,17 | 3,81 | 4,63 | 5,66 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 0,99 | 1,60 | 2,28 | 3,15 | 4,64 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,74 | 2,43 | 3,28 | 4,18 | 5,56 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 1,01 | 1,93 | 2,88 | 4,49 | 12,17 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,53 | 2,44 | 3,47 | 4,52 | 6,60 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 1,24 | 2,14 | 3,32 | 5,38 | 9,67 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 1,47 | 2,32 | 3,22 | 4,38 | 6,71 |

Berechnet in R. Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Die mittlere absolute Abweichung (MAA) der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen ist in einer Mehrzahl der Simulationsdurchläufe für alle Korrekturverfahren

höher als die MAA der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen. Ausgenommen davon werden für die FGW (nominal returns)-Indexrenditen überwiegend geringere MAA von den Marktrenditen als für die ursprünglichen Indexrenditen errechnet. Diese Ergebnisse wurden auch im Referenzszenario (siehe Abschnitt 7.2.2) erzielt. Anders als im Referenzszenario schneidet das FRZ-Korrekturverfahren nun etwas schlechter ab.

Dieses Resultat wird ebenfalls durch das Kriterium „Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung“ bestätigt (siehe Tabelle 195).

Tabelle 195 Die Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|-------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 0,73 | 1,42 | 1,86 | 2,34 | 2,97 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,98 | 1,64 | 2,06 | 2,50 | 3,00 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,89 | 1,64 | 2,24 | 2,98 | 2425444 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 1,17 | 1,94 | 2,61 | 3,40 | 4,47 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,57 | 2,13 | 2,72 | 3,32 | 4,54 |
| FGW (nominal returns) | 1,50 | 2,03 | 2,55 | 3,14 | 4,00 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 1,20 | 1,94 | 2,61 | 3,40 | 4,48 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,75 | 2,37 | 2,94 | 3,52 | 4,37 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 1,20 | 2,26 | 3,16 | 4,30 | 7,16 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,67 | 2,52 | 3,26 | 4,13 | 5,26 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 1,63 | 2,79 | 4,06 | 6,06 | 1,27E+08 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 1,24 | 2,04 | 2,86 | 3,97 | 5,71 |
| Blundell & Ward | 1,62 | 2,60 | 3,60 | 4,93 | 7,38 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,67 | 2,37 | 3,26 | 4,25 | 7,04 |
| FGW (nominal returns) | 1,49 | 2,15 | 2,77 | 3,50 | 4,99 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 7,50 | 10,13 | 12,33 | 14,80 | 18,14 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | 4,67 | 6,27 | 7,61 | 9,09 | 11,08 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | 2,84 | 3,91 | 4,78 | 5,70 | 6,99 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 1,26 | 2,02 | 2,83 | 3,95 | 5,65 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 2,17 | 3,08 | 4,07 | 5,22 | 6,78 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 1,24 | 2,43 | 3,58 | 5,56 | 16,45 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,89 | 3,07 | 4,32 | 5,60 | 8,18 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 1,49 | 2,65 | 4,15 | 6,72 | 12,31 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 1,81 | 2,90 | 4,04 | 5,47 | 8,35 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Positive und negative Abweichungen der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen gleichen sich im Mittel nahezu aus. Die Korrekturverfahren können diesbezüglich keine Ergebnisverbesserung bewirken.

Tabelle 196 Die Mittlere Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|----------|-------|-------|------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,01 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -0,03 | -0,01 | 0,00 | 0,01 | 0,03 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -0,49 | -0,01 | 0,00 | 0,01 | 0,15 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -0,05 | -0,02 | 0,00 | 0,02 | 0,05 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -0,47 | -0,04 | 0,08 | 0,36 | 1,08 |
| FGW (nominal returns) | -0,28 | -0,06 | 0,00 | 0,06 | 0,25 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -0,03 | -0,01 | 0,00 | 0,01 | 0,03 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -0,08 | -0,03 | 0,00 | 0,03 | 0,08 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -0,09 | -0,02 | 0,00 | 0,01 | 0,09 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -0,07 | -0,02 | 0,00 | 0,02 | 0,07 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | -1628315 | -0,03 | 0,00 | 0,03 | 2869562 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -0,21 | -0,06 | 0,00 | 0,07 | 0,19 |
| Blundell & Ward | -0,28 | -0,09 | 0,00 | 0,08 | 0,25 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -1,90 | -0,15 | 0,30 | 1,45 | 4,33 |
| FGW (nominal returns) | -1,11 | -0,24 | 0,00 | 0,25 | 1,02 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | -0,82 | -0,32 | 0,01 | 0,31 | 0,78 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | -0,49 | -0,19 | 0,01 | 0,19 | 0,46 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | -0,29 | -0,12 | 0,01 | 0,11 | 0,27 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -0,14 | -0,05 | -0,01 | 0,04 | 0,14 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -0,32 | -0,11 | 0,00 | 0,11 | 0,31 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -0,36 | -0,08 | -0,01 | 0,06 | 0,37 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -0,28 | -0,09 | 0,00 | 0,08 | 0,30 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | -0,69 | -0,09 | -0,01 | 0,07 | 0,48 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -0,33 | -0,08 | 0,01 | 0,10 | 0,39 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Das Verhältnis der mittleren absoluten Abweichung der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen zur MAA der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen ist bei den FGW (nominal returns)-Indexrenditen in einer Mehrzahl der Simulationsdurchläufe kleiner eins. Für die FRZ-Indexrenditen wird nur in der vierteljährlichen Periodizität häufiger ein Verhältnis der MAA kleiner eins errechnet. Für beide Korrekturverfahren werden in einigen Simulationsdurchläufen aber auch Verhältnisse mittlerer absoluter Abweichungen größer eins errechnet, die vergleichsweise hoch ausfallen. Es besteht daher eine Unsicherheit darüber, ob die korrigierten Indexrenditen eher als die ursprünglichen Indexrenditen den Marktrenditen entsprechen oder noch stärker von diesen abweichen.

Tabelle 197 Das Verhältnis der mittleren absoluten Abweichung der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen zur mittleren absoluten Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,96 | 1,01 | 1,09 | 1,20 | 1,43 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,78 | 0,94 | 1,14 | 1,44 | 818453 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,78 | 0,88 | 0,98 | 1,12 | 1,86 |
| FGW (nominal returns) | 0,77 | 0,87 | 0,94 | 1,03 | 1,55 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,89 | 0,98 | 1,10 | 1,28 | 1,65 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,73 | 0,89 | 1,13 | 1,48 | 2,74 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,04 | 1,14 | 1,23 | 1,34 | 1,73 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 0,83 | 1,06 | 1,39 | 2,62 | 24333676 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,90 | 1,00 | 1,14 | 1,44 | 2,51 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,64 | 0,87 | 1,05 | 1,45 | 2,57 |
| FGW (nominal returns) | 0,54 | 0,73 | 0,93 | 1,21 | 2,12 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 1,85 | 2,97 | 4,35 | 6,31 | 10,15 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 1,20 | 1,84 | 2,61 | 3,81 | 6,06 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 0,92 | 1,21 | 1,60 | 2,23 | 3,42 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,93 | 1,16 | 1,35 | 1,59 | 2,63 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,70 | 0,89 | 1,14 | 1,66 | 5,79 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,03 | 1,22 | 1,41 | 1,67 | 2,46 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 0,65 | 0,91 | 1,34 | 2,17 | 5,05 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,98 | 1,08 | 1,29 | 1,65 | 3,08 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Das zeigen auch die Ergebnisse für die Verhältnisse der Wurzeln aus den mittleren quadrierten Abweichungen (siehe Tabelle 198).

Tabelle 198 Das Verhältnis der Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen zur Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,96 | 1,01 | 1,09 | 1,20 | 1,43 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,78 | 0,94 | 1,14 | 1,43 | 1827754 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,78 | 0,88 | 0,97 | 1,12 | 1,78 |
| FGW (nominal returns) | 0,78 | 0,86 | 0,94 | 1,03 | 1,57 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,89 | 0,98 | 1,10 | 1,28 | 1,65 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,73 | 0,89 | 1,13 | 1,50 | 2,69 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,03 | 1,14 | 1,23 | 1,35 | 1,71 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 0,83 | 1,06 | 1,38 | 2,55 | 56533653 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,91 | 1,00 | 1,14 | 1,44 | 2,54 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,64 | 0,87 | 1,05 | 1,42 | 2,73 |
| FGW (nominal returns) | 0,56 | 0,74 | 0,92 | 1,21 | 2,14 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 1,87 | 3,02 | 4,37 | 6,30 | 10,22 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 1,24 | 1,86 | 2,66 | 3,81 | 6,15 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 0,94 | 1,23 | 1,59 | 2,23 | 3,44 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,95 | 1,18 | 1,35 | 1,58 | 2,57 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,69 | 0,89 | 1,13 | 1,66 | 5,71 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,04 | 1,23 | 1,42 | 1,65 | 2,52 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 0,67 | 0,92 | 1,35 | 2,17 | 4,88 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,98 | 1,09 | 1,29 | 1,67 | 3,04 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Die folgende Tabelle zeigt die prozentualen Abweichungen der Volatilitäten der ursprünglichen und korrigierten Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen. Es zeigt sich, dass die Volatilität der FGW (nominal returns)-Indexrenditen und in vierteljährlicher Periodizität auch die Volatilität der FRZ-Indexrenditen häufig weniger stark als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen abweicht.

Gegenüber dem Referenzszenario schneiden die FGW (nominal returns)- und FRZ-Indexrenditen bezüglich der Volatilität in einer noch höheren Anzahl an Simulationsdurchläufen besser ab als die ursprünglichen Indexrenditen. Die Werte der 95-Prozent-Quantile der Ergebnisverteilungen zeigen jedoch, dass in einigen Simulationsdurchläufen für die FGW (nominal returns)- und FRZ-Indexrenditen Volatilitäten errechnet werden, die noch stärker als die Volatilitäten der ursprünglichen Indexrenditen von den Volatilitäten der Marktrenditen abweichen.

Tabelle 199 Die Prozentuale Abweichung der Volatilität der (korrigierten) Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|--------|--------|--------|--------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -64,12 | -52,44 | -40,53 | -28,51 | -17,14 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -67,15 | -57,86 | -49,08 | -41,29 | -31,96 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -66,84 | -54,58 | -39,34 | -14,61 | 1,1E+08 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -45,04 | -31,80 | -21,43 | -13,30 | -6,27 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -29,63 | -15,05 | -0,53 | 12,13 | 55,71 |
| FGW (nominal returns) | -7,61 | -1,59 | 3,30 | 9,76 | 36,87 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -44,92 | -31,79 | -21,31 | -13,48 | -6,41 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -53,03 | -41,45 | -31,11 | -24,20 | -16,15 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -47,20 | -34,67 | -23,79 | -11,37 | 17,82 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -59,43 | -47,61 | -37,97 | -26,76 | -13,60 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | -60,42 | -44,07 | -19,52 | 40,67 | 2,61E+15 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -19,09 | -10,71 | -6,15 | -2,33 | 2,01 |
| Blundell & Ward | -28,87 | -13,24 | -2,06 | 12,22 | 33,97 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -23,76 | -10,88 | -1,56 | 7,93 | 31,00 |
| FGW (nominal returns) | -15,17 | -5,67 | 1,58 | 9,62 | 26,39 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 61,35 | 86,21 | 104,20 | 119,47 | 137,04 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 26,44 | 44,27 | 56,50 | 66,96 | 78,84 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 5,17 | 18,60 | 26,97 | 33,83 | 41,65 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -19,33 | -10,77 | -6,18 | -2,56 | 1,52 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -44,58 | -35,61 | -28,14 | -18,38 | -5,24 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -22,49 | -11,77 | -5,91 | -0,86 | 72,93 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -33,48 | -22,00 | -14,53 | -7,58 | -0,52 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | -33,86 | -17,85 | -8,23 | 0,05 | 25,20 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -42,95 | -28,05 | -18,38 | -7,98 | 17,32 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Der Mittelwert der korrigierten Indexrenditen weicht bei allen Korrekturverfahren in den meisten Simulationsdurchläufen stärker als der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen ab. Für die Einschätzung des Mittelwerts der Marktrenditen ist daher der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen am ehesten geeignet. Die Ergebnisse des Referenzszenarios werden somit bestätigt.

Tabelle 200 Die Prozentuale Abweichung des Mittelwerts der (korrigierten) Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|----------|--------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -12,5 | -2,46 | -0,48 | 1,60 | 10,67 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -39,9 | -7,09 | -0,79 | 4,07 | 22,33 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -452,0 | -4,72 | -0,44 | 3,13 | 157,66 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -18,3 | -3,08 | -0,20 | 3,14 | 18,89 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -18,1 | 11,61 | 35,69 | 79,35 | 216,69 |
| FGW (nominal returns) | -45,1 | -15,67 | -1,73 | 13,36 | 43,95 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -12,5 | -2,46 | -0,48 | 1,60 | 10,67 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -39,9 | -7,09 | -0,79 | 4,07 | 22,33 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -44,1 | -3,98 | -0,44 | 2,64 | 36,88 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -38,6 | -4,64 | -0,47 | 3,48 | 23,07 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | -3,5E+08 | -6,54 | -0,49 | 6,89 | 5,89E+08 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -18,3 | -3,08 | -0,20 | 3,14 | 18,89 |
| Blundell & Ward | -36,0 | -4,25 | -0,29 | 3,93 | 25,43 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -18,1 | 11,61 | 35,69 | 79,35 | 216,69 |
| FGW (nominal returns) | -45,1 | -15,67 | -1,73 | 13,36 | 43,95 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | -107,0 | -14,72 | 0,28 | 14,93 | 65,98 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | -64,3 | -8,54 | 0,13 | 8,57 | 41,40 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | -43,4 | -5,38 | -0,05 | 5,16 | 27,17 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -12,5 | -2,46 | -0,48 | 1,60 | 10,67 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -39,9 | -7,09 | -0,79 | 4,07 | 22,33 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -44,1 | -3,98 | -0,44 | 2,64 | 36,88 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -38,6 | -4,64 | -0,47 | 3,48 | 23,07 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | -62,9 | -4,71 | -0,54 | 4,00 | 56,74 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -37,4 | -4,84 | -0,34 | 4,49 | 32,29 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Die Abweichung der Volatilität der korrigierten Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen wird zur Abweichung der Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen ins Verhältnis gesetzt. Dabei werden in einer Mehrzahl der Simulationsdurchläufe nur für die FGW (nominal returns)-Indexrenditen in der vierteljährlichen Periodizität und für die FRZ-Indexrenditen in der vierteljährlichen Periodizität Verhältnisse kleiner eins errechnet. Die Ergebnisse des Referenzszenarios werden bestätigt.

Tabelle 201 Das Verhältnis der prozentualen Abweichung der Volatilität korrigierter Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen zur prozentualen Abweichung der Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,01 | 1,08 | 1,20 | 1,44 | 2,03 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,28 | 0,83 | 1,06 | 1,43 | 3398415 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,04 | 0,29 | 0,63 | 1,22 | 4,41 |
| FGW (nominal returns) | 0,02 | 0,10 | 0,24 | 0,61 | 3,75 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,10 | 1,22 | 1,42 | 1,76 | 3,18 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,26 | 0,86 | 1,02 | 1,40 | 3,27 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,10 | 1,38 | 1,65 | 2,04 | 3,60 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 0,26 | 1,02 | 1,76 | 4,99 | 1,49E+08 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,20 | 0,92 | 2,12 | 5,34 | 29,82 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,19 | 0,67 | 1,64 | 4,21 | 29,87 |
| FGW (nominal returns) | 0,09 | 0,46 | 1,31 | 3,56 | 20,94 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 3,55 | 8,38 | 16,85 | 41,29 | 232,71 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 1,60 | 4,34 | 9,26 | 23,82 | 132,50 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 0,36 | 1,82 | 4,42 | 12,04 | 69,17 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,55 | 2,46 | 3,77 | 7,02 | 33,53 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,38 | 0,92 | 1,06 | 1,78 | 28,76 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,95 | 1,61 | 2,05 | 3,19 | 14,24 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 0,24 | 0,89 | 1,54 | 3,73 | 21,51 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,54 | 1,69 | 2,81 | 5,70 | 34,28 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Nur für die mit den Verfahren FGW (nominal returns) und FRZ korrigierten Indexrenditen in der vierteljährlichen Periodizität werden in einer Mehrzahl der Simulationsdurchläufe Standardabweichungen errechnet, die eher als die Standardabweichung der ursprünglichen Indexrenditen der Standardabweichung der Marktrenditen entsprechen. Es wird wieder darauf hingewiesen, dass die Ergebnisse für das FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren durch die für die Simulationsstudie getroffene Volatilitätsannahme (siehe Abschnitt 7.3.1) begünstigt wurden. Die Ergebnisse des Referenzszenarios werden bestätigt.

Tabelle 202 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem die Volatilität der korrigierten Indexrenditen eher als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen der Volatilität der Marktrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | |
|---|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 3,30 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 42,10 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 66,00 |
| FGW (nominal returns) | 84,80 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,40 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 44,00 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 3,00 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 24,30 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 27,80 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 39,10 |
| FGW (nominal returns) | 42,80 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 0,30 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 2,10 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 14,00 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,70 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 36,70 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 5,10 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 26,20 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 10,00 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Aus der folgenden Tabelle ist ersichtlich, dass die prozentuale Abweichung des Mittelwerts der korrigierten Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen häufig einem Vielfachen der prozentualen Abweichung des Mittelwerts der ursprünglichen Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen entspricht. Zur Einschätzung des Mittelwerts der Marktrenditen sollten daher die ursprünglichen Indexrenditen verwendet werden. Die Ergebnisse des Referenzszenarios werden bestätigt; die Korrekturverfahren schneiden nur geringfügig besser ab.

Tabelle 203 Das Verhältnis der prozentualen Abweichung des Mittelwerts korrigierter Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen zur prozentualen Abweichung des Mittelwerts der ursprünglichen Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,19 | 1,00 | 2,42 | 6,16 | 34,40 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,28 | 0,91 | 1,25 | 4,75 | 9429974 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,74 | 3,93 | 13,36 | 35,80 | 223,70 |
| FGW (nominal returns) | 0,23 | 1,33 | 3,98 | 11,52 | 88,19 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,19 | 1,00 | 2,42 | 6,16 | 34,40 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,27 | 0,87 | 1,15 | 2,90 | 51,73 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,23 | 0,95 | 1,78 | 4,26 | 24,26 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 0,31 | 1,01 | 2,32 | 37,10 | 1,71E+15 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,23 | 0,83 | 1,14 | 2,14 | 12,43 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,74 | 3,93 | 13,36 | 35,80 | 223,70 |
| FGW (nominal returns) | 0,23 | 1,33 | 3,98 | 11,52 | 88,19 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 0,25 | 1,71 | 4,84 | 13,01 | 68,03 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 0,20 | 1,03 | 2,82 | 7,76 | 41,22 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 0,15 | 0,69 | 1,68 | 4,29 | 22,91 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,19 | 1,00 | 2,42 | 6,16 | 34,40 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,27 | 0,87 | 1,15 | 2,90 | 51,73 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,23 | 0,95 | 1,78 | 4,26 | 24,26 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 0,28 | 0,95 | 1,55 | 4,96 | 97,45 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,27 | 0,96 | 1,67 | 4,60 | 45,35 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

In einer Mehrzahl der Simulationsdurchläufe weicht der Mittelwert der korrigierten Indexrenditen stärker als der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen ab. Dieses Ergebnis wurde wieder für alle Korrekturverfahren erhalten.

Tabelle 204 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem der Mittelwert der korrigierten Indexrenditen eher als der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen dem Mittelwert der Marktrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | |
|--|----------------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 25,00 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 35,60 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 8,80 |
| FGW (nominal returns) | 20,20 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 25,00 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 35,60 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 26,90 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 23,90 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 38,60 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 8,80 |
| FGW (nominal returns) | 20,20 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 17,20 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 24,20 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 36,60 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 25,00 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 35,60 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 26,90 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 23,90 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 27,00 |

Farbcodes **blau/grün**: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes **grün/rot**: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Insgesamt werden die Ergebnisse aus dem Referenzszenario (Abschnitt 7.2.2) bestätigt.

7.3.3 Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Quartalsindex

Aus der folgenden Tabelle ist ersichtlich, dass die mit den Korrekturverfahren behandelten Indexrenditen eher noch stärker als die ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen abweichen.

Tabelle 205 Die mittlere absolute Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,10 | 2,86 | 3,51 | 4,14 | 4,86 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,30 | 2,90 | 3,59 | 4,30 | 6,20 |
| FGW (nominal returns) | 2,32 | 2,89 | 3,51 | 4,14 | 4,86 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 2,34 | 3,26 | 4,02 | 5,07 | 9124543 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,12 | 2,85 | 3,51 | 4,12 | 4,85 |
| Bond & Hwang (original) | 2,36 | 3,04 | 3,71 | 4,33 | 5,07 |
| Bond & Hwang (market factor) | 2,36 | 3,25 | 4,00 | 5,03 | 19538006 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,74 | 3,79 | 4,82 | 6,00 | 8,03 |
| Blundell & Ward | 2,97 | 4,01 | 5,06 | 6,35 | 9,03 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,29 | 3,57 | 4,90 | 6,86 | 18,01 |
| FGW (nominal returns) | 2,09 | 2,83 | 3,45 | 4,19 | 5,47 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | 6,37 | 9,28 | 11,85 | 14,87 | 19,80 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 2,67 | 4,32 | 5,75 | 7,29 | 11,08 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,71 | 3,76 | 4,79 | 5,99 | 7,94 |
| Bond & Hwang (original) | 3,40 | 4,55 | 5,55 | 6,70 | 8,38 |
| Bond & Hwang (market factor) | 2,61 | 4,24 | 5,53 | 7,28 | 11,11 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 3,23 | 4,50 | 5,75 | 7,10 | 9,90 |

Berechnet in R. Farbcodes **blau/grün**: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes **grün/rot**: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Dies gilt abweichend vom Referenzszenario nun auch für die FGW (nominal returns)-Indexrenditen in der vierteljährlichen Periodizität. Ausgenommen davon zeigt ein Vergleich der Zeitreihen in der jährlichen Periodizität, dass die FGW (nominal returns)-Indexrenditen wie im Referenzszenario weniger stark als die ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen abweichen. Für die Monte Carlo-Studie wird allerdings eine Volatilitätsannahme

getroffen, die das positive Abschneiden des FGW (nominal returns)-Korrekturverfahrens begünstigt. Auch für die FRZ-Indexrenditen werden gegenüber dem Referenzszenario nun höhere MAA von den Marktrenditen errechnet. Es kann daher angenommen werden, dass die Werte der ursprünglichen Indexrenditen am ehesten für eine Einschätzung der Werte der Marktrenditen geeignet sind.

Auch nach dem Kriterium „Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung“ schneiden das FGW (nominal returns)- und das FRZ-Korrekturverfahren bei Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität gegenüber dem Referenzszenario schlechter ab.

Tabelle 206 Die Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|-------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,64 | 3,56 | 4,43 | 5,17 | 6,09 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,88 | 3,57 | 4,48 | 5,37 | 7,62 |
| FGW (nominal returns) | 2,91 | 3,63 | 4,39 | 5,18 | 6,02 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 2,89 | 4,08 | 5,05 | 6,32 | 27388087 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,70 | 3,57 | 4,41 | 5,18 | 6,06 |
| Bond & Hwang (original) | 2,98 | 3,82 | 4,65 | 5,44 | 6,30 |
| Bond & Hwang (market factor) | 2,95 | 4,08 | 5,02 | 6,32 | 59581678 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 3,36 | 4,72 | 5,98 | 7,40 | 9,65 |
| Blundell & Ward | 3,74 | 4,98 | 6,31 | 7,85 | 11,03 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,85 | 4,42 | 5,60 | 7,71 | 18,83 |
| FGW (nominal returns) | 2,58 | 3,52 | 4,27 | 5,21 | 6,78 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | 8,05 | 11,69 | 14,71 | 18,63 | 24,46 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 3,32 | 5,33 | 7,11 | 9,07 | 13,66 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 3,42 | 4,69 | 5,93 | 7,41 | 9,60 |
| Bond & Hwang (original) | 4,32 | 5,66 | 6,88 | 8,31 | 10,28 |
| Bond & Hwang (market factor) | 3,20 | 5,22 | 6,91 | 9,02 | 13,74 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 4,02 | 5,54 | 7,15 | 8,84 | 12,09 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Die positiven und negativen Abweichungen der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen gleichen sich im Mittel wieder nahezu aus.

Tabelle 207 Die Mittlere Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|----------|-------|-------|------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,10 | -0,04 | 0,00 | 0,04 | 0,10 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -1,16 | -0,09 | 0,43 | 1,24 | 4,38 |
| FGW (nominal returns) | -0,40 | -0,08 | 0,00 | 0,08 | 0,44 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -1178669 | -0,06 | 0,00 | 0,07 | 271916 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,07 | -0,03 | 0,00 | 0,02 | 0,06 |
| Bond & Hwang (original) | -0,12 | -0,05 | 0,00 | 0,03 | 0,10 |
| Bond & Hwang (market factor) | -778180 | -0,05 | -0,01 | 0,04 | 1117433 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,40 | -0,15 | -0,01 | 0,16 | 0,40 |
| Blundell & Ward | -0,42 | -0,14 | 0,01 | 0,16 | 0,38 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -4,64 | -0,37 | 1,71 | 4,97 | 17,52 |
| FGW (nominal returns) | -1,59 | -0,33 | 0,00 | 0,33 | 1,76 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | -0,99 | -0,31 | 0,05 | 0,36 | 0,95 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -0,54 | -0,19 | 0,00 | 0,20 | 0,88 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,29 | -0,13 | -0,02 | 0,08 | 0,26 |
| Bond & Hwang (original) | -0,47 | -0,19 | -0,02 | 0,14 | 0,41 |
| Bond & Hwang (market factor) | -0,53 | -0,17 | -0,03 | 0,10 | 0,44 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -0,64 | -0,18 | -0,01 | 0,18 | 0,73 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Die beiden folgenden Tabellen zeigen, dass für das FGW (nominal returns)- und für das FRZ-Korrekturverfahren in den Simulationsdurchläufen häufig Verhältnisse von MAA bzw. WMQA kleiner als eins errechnet werden. In einigen Simulationsdurchläufen werden aber auch insbesondere für die FRZ-Indexrenditen verhältnismäßig höhere MAA von den Marktrenditen als für die ursprünglichen Indexrenditen errechnet. Beispielsweise besagt der Wert 3,41 für das 95-Prozent-Quantil der Ergebnisverteilung für die FRZ-Indexrenditen in der jährlichen Periodizität, dass in diesem Simulationsdurchlauf die MAA der FRZ-Renditen von den Renditen der Marktwerte der 3,41-fachen MAA der Renditen der ursprünglichen Indexrenditen von den Renditen der Marktwerte beträgt.

Tabelle 208 Das Verhältnis der mittleren absoluten Abweichung der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen zur mittleren absoluten Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,81 | 0,91 | 1,01 | 1,15 | 1,75 |
| FGW (nominal returns) | 0,85 | 0,93 | 1,00 | 1,07 | 1,22 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,91 | 1,01 | 1,08 | 1,29 | 2953539 |
| Bond & Hwang (original) | 1,00 | 1,02 | 1,05 | 1,09 | 1,16 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,90 | 1,00 | 1,07 | 1,28 | 5376034 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,84 | 0,96 | 1,02 | 1,14 | 1,58 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,57 | 0,80 | 0,96 | 1,42 | 3,41 |
| FGW (nominal returns) | 0,44 | 0,58 | 0,70 | 0,87 | 1,22 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 1,18 | 1,74 | 2,53 | 3,48 | 5,01 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,78 | 0,96 | 1,11 | 1,35 | 2,27 |
| Bond & Hwang (original) | 0,95 | 1,04 | 1,13 | 1,27 | 1,53 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,75 | 0,92 | 1,10 | 1,35 | 2,17 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,99 | 1,07 | 1,16 | 1,29 | 1,62 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Tabelle 209 Das Verhältnis der Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen zur Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,82 | 0,91 | 1,01 | 1,14 | 1,71 |
| FGW (nominal returns) | 0,85 | 0,94 | 0,99 | 1,06 | 1,21 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,91 | 1,01 | 1,07 | 1,26 | 6948510 |
| Bond & Hwang (original) | 1,00 | 1,02 | 1,05 | 1,09 | 1,15 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,90 | 1,00 | 1,07 | 1,26 | 12870981 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,87 | 0,96 | 1,01 | 1,13 | 1,55 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,56 | 0,79 | 0,96 | 1,30 | 2,88 |
| FGW (nominal returns) | 0,45 | 0,58 | 0,70 | 0,86 | 1,22 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 1,17 | 1,77 | 2,52 | 3,49 | 4,92 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,78 | 0,95 | 1,11 | 1,35 | 2,21 |
| Bond & Hwang (original) | 0,95 | 1,04 | 1,13 | 1,27 | 1,51 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,76 | 0,91 | 1,10 | 1,35 | 2,23 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 1,00 | 1,07 | 1,16 | 1,28 | 1,64 |

Für die Volatilitäten der FGW (nominal returns)-, BW- sowie FRZ-Indexrenditen werden in den Simulationsdurchläufen häufig geringere prozentuale Abweichungen als für die Volatilitäten der ursprünglichen Indexrenditen von den Volatilitäten der Marktrenditen errechnet. Die Ergebnisse des Referenzszenarios werden im Wesentlichen bestätigt.

Tabelle 210 Die Prozentuale Abweichung der Volatilität der (korrigierten) Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|--------|--------|--------|--------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -67,26 | -56,30 | -46,06 | -35,84 | -25,45 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -34,26 | -17,46 | -3,52 | 14,27 | 51,63 |
| FGW (nominal returns) | -7,61 | -1,59 | 3,30 | 9,76 | 36,87 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -70,23 | -58,33 | -44,36 | -8,69 | 5,40E+08 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -67,45 | -56,39 | -46,14 | -35,93 | -25,89 |
| Bond & Hwang (original) | -75,88 | -66,99 | -58,65 | -51,55 | -38,92 |
| Bond & Hwang (market factor) | -69,88 | -58,70 | -43,97 | -10,07 | 1,07E+15 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -43,70 | -29,18 | -19,00 | -10,93 | -1,58 |
| Blundell & Ward | -31,35 | -14,26 | -0,59 | 15,88 | 44,82 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -33,36 | -16,69 | -2,65 | 10,22 | 40,08 |
| FGW (nominal returns) | -15,43 | -4,61 | 3,96 | 12,88 | 33,02 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | 30,21 | 79,08 | 112,21 | 147,57 | 194,67 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -47,21 | -32,98 | -21,99 | -10,54 | 7,27 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -44,18 | -29,38 | -19,19 | -11,28 | -2,84 |
| Bond & Hwang (original) | -57,74 | -44,04 | -33,32 | -24,26 | -12,59 |
| Bond & Hwang (market factor) | -47,33 | -32,93 | -22,38 | -11,90 | 6,09 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -64,90 | -51,11 | -37,07 | -24,65 | 0,58 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Aus der folgenden Tabelle ist ersichtlich, dass die Mittelwerte der mit einem der Verfahren „korrigierten“ Indexrenditen in den meisten Simulationsdurchläufen noch stärker als die Mittelwerte der ursprünglichen Indexrenditen von den Mittelwerten der Marktrenditen abweichen. Für eine Einschätzung der Mittelwerte der Marktrenditen sind daher die Mittelwerte der ursprünglichen Indexrenditen am ehesten geeignet. Gegenüber dem Referenzszenario (siehe Abschnitt 7.2.3) schneiden die Korrekturverfahren noch etwas schlechter ab.

Tabelle 211 Die Prozentuale Abweichung des Mittelwerts der (korrigierten) Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|----------|--------|--------|--------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -32,87 | -7,01 | -0,22 | 7,01 | 43,06 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -44,54 | 72,98 | 132,10 | 247,39 | 594,81 |
| FGW (nominal returns) | -57,07 | -18,34 | 0,82 | 20,85 | 72,21 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -2,4E+08 | -14,77 | -1,01 | 13,11 | 5,0E+07 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -27,94 | -5,75 | -1,19 | 3,28 | 21,40 |
| Bond & Hwang (original) | -53,11 | -10,45 | -2,70 | 4,59 | 32,64 |
| Bond & Hwang (market factor) | -5,5E+07 | -9,29 | -1,34 | 9,06 | 3,7E+08 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -32,87 | -7,01 | -0,22 | 7,01 | 43,06 |
| Blundell & Ward | -52,20 | -6,45 | 0,37 | 7,08 | 43,73 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -44,54 | 72,98 | 132,10 | 247,39 | 594,81 |
| FGW (nominal returns) | -57,07 | -18,34 | 0,82 | 20,85 | 72,21 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | -110,8 | -14,27 | 2,03 | 18,56 | 82,0 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -74,71 | -9,46 | -0,41 | 10,42 | 108,42 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -27,94 | -5,75 | -1,19 | 3,28 | 21,40 |
| Bond & Hwang (original) | -53,11 | -10,45 | -2,70 | 4,59 | 32,64 |
| Bond & Hwang (market factor) | -62,10 | -7,57 | -1,59 | 4,51 | 61,54 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -62,03 | -9,82 | -1,26 | 7,80 | 64,57 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach

Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Aus den beiden folgenden Tabellen ist ersichtlich, dass die Volatilitäten der FRZ-, FGW (nominal returns)- oder BW-Indexrenditen in den Simulationsdurchläufen häufig weniger als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen abweichen. In einigen Simulationsdurchläufen wird jedoch auch eine vielfache Abweichung der Volatilität der „korrigierten“ Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen im Vergleich zur Abweichung der Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen errechnet. Für eine Einschätzung der Volatilität der Marktrenditen sollten daher möglicherweise auch die Volatilitäten der korrigierten FRZ-, FGW (nominal returns)- oder BW-Indexrenditen neben der Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen berücksichtigt werden.

Im Vergleich zum Referenzszenario schneiden die Korrekturverfahren marginal schlechter ab.

Tabelle 212 Das Verhältnis der prozentualen Abweichung der Volatilität korrigierter Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen zur prozentualen Abweichung der Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,04 | 0,20 | 0,35 | 0,58 | 1,94 |
| FGW (nominal returns) | 0,01 | 0,05 | 0,12 | 0,24 | 1,27 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,42 | 0,93 | 1,12 | 1,58 | 14114433 |
| Bond & Hwang (original) | 1,07 | 1,15 | 1,25 | 1,44 | 1,76 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,40 | 0,95 | 1,12 | 1,57 | 26874806 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,07 | 0,36 | 0,78 | 1,60 | 6,79 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,04 | 0,25 | 0,71 | 1,33 | 7,44 |
| FGW (nominal returns) | 0,04 | 0,21 | 0,47 | 1,01 | 5,44 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 0,80 | 2,74 | 6,04 | 12,76 | 58,22 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,38 | 0,86 | 1,10 | 1,49 | 4,25 |
| Bond & Hwang (original) | 1,19 | 1,41 | 1,68 | 2,17 | 4,69 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,51 | 0,95 | 1,07 | 1,43 | 3,99 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,93 | 1,46 | 1,83 | 2,46 | 6,51 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Tabelle 213 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem die Volatilität der korrigierten Indexrenditen eher als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen der Volatilität der Marktrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
|---|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 89,60 |
| FGW (nominal returns) | 94,40 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 33,10 |
| Bond & Hwang (original) | 1,20 |
| Bond & Hwang (market factor) | 32,30 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 58,70 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 64,00 |
| FGW (nominal returns) | 74,90 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 7,20 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 31,80 |
| Bond & Hwang (original) | 1,70 |
| Bond & Hwang (market factor) | 29,90 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 5,70 |

Tabelle 214 Das Verhältnis der prozentualen Abweichung des Mittelwerts korrigierter Indexrenditen von dem Mittelwert der Markttrenditen zur prozentualen Abweichung des Mittelwerts der ursprünglichen Indexrenditen von dem Mittelwert der Markttrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,08 | 6,82 | 20,62 | 66,21 | 480,90 |
| FGW (nominal returns) | 0,13 | 0,84 | 2,42 | 6,22 | 40,40 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,52 | 0,94 | 1,27 | 7,32 | 1,01E+08 |
| Bond & Hwang (original) | 0,18 | 0,74 | 1,53 | 3,12 | 18,22 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,38 | 0,94 | 1,27 | 10,37 | 2,54E+08 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,15 | 0,65 | 0,98 | 1,46 | 7,36 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,08 | 6,82 | 20,62 | 66,21 | 480,90 |
| FGW (nominal returns) | 0,13 | 0,84 | 2,42 | 6,22 | 40,40 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 0,13 | 0,87 | 2,37 | 5,69 | 30,27 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,45 | 0,88 | 1,13 | 1,78 | 16,63 |
| Bond & Hwang (original) | 0,18 | 0,74 | 1,53 | 3,12 | 18,22 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,33 | 0,89 | 1,09 | 1,87 | 29,37 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,26 | 0,96 | 1,60 | 3,55 | 32,20 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Markttrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Tabelle 215 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem der Mittelwert der korrigierten Indexrenditen eher als der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen dem Mittelwert der Markttrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
|---|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 4,40 |
| FGW (nominal returns) | 28,70 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 30,40 |
| Bond & Hwang (original) | 33,30 |
| Bond & Hwang (market factor) | 31,50 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 53,30 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 4,40 |
| FGW (nominal returns) | 28,70 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 28,40 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 30,40 |
| Bond & Hwang (original) | 33,30 |
| Bond & Hwang (market factor) | 31,50 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 27,10 |

Für eine Einschätzung der Mittelwerte der Marktrenditen sind die Mittelwerte der Indexrenditen am ehesten geeignet. Für die Mittelwerte der BW-Indexrenditen werden häufig geringere Abweichungen von den Mittelwerten der Marktrenditen errechnet; in einigen Simulationsdurchläufen aber auch viel stärkere Abweichungen (siehe Tabelle 214 und Tabelle 215). Dies entspricht dem Referenzszenario.

Insgesamt werden die Ergebnisse aus dem Referenzszenario (siehe Abschnitt 7.2.3) im Wesentlichen bestätigt.

7.3.4 Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Quartalsindex (NCREIF Appreciation Index-Szenario)

Tabelle 216 Die mittlere absolute Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,33 | 3,02 | 3,67 | 4,34 | 5,01 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,30 | 2,90 | 3,59 | 4,30 | 6,20 |
| FGW (nominal returns) | 2,32 | 2,89 | 3,51 | 4,14 | 4,86 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 2,34 | 3,26 | 4,02 | 5,07 | 9124543 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,37 | 3,02 | 3,67 | 4,34 | 5,00 |
| Bond & Hwang (original) | 2,36 | 3,04 | 3,71 | 4,33 | 5,07 |
| Bond & Hwang (market factor) | 2,36 | 3,25 | 4,00 | 5,03 | 19538006 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 3,59 | 4,81 | 5,86 | 6,96 | 8,55 |
| Blundell & Ward | 2,97 | 4,01 | 5,06 | 6,35 | 9,03 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,29 | 3,57 | 4,70 | 6,86 | 18,01 |
| FGW (nominal returns) | 2,09 | 2,83 | 3,45 | 4,19 | 5,47 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 6,37 | 9,28 | 11,85 | 14,87 | 19,80 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 2,67 | 4,32 | 5,75 | 7,29 | 11,08 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 3,62 | 4,78 | 5,83 | 6,87 | 8,48 |
| Bond & Hwang (original) | 3,40 | 4,55 | 5,55 | 6,70 | 8,38 |
| Bond & Hwang (market factor) | 2,61 | 4,24 | 5,53 | 7,28 | 11,11 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 3,23 | 4,50 | 5,75 | 7,10 | 9,90 |

Berechnet in R. Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Für mehrere Korrekturverfahren werden in einer überwiegenden Anzahl der Simulationsdurchläufe korrigierte Indexrenditen errechnet, die eher als die ursprünglichen Indexrenditen den Marktrenditen entsprechen (siehe Tabelle 216 und Tabelle 217). Jedoch werden für Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität durchgängig nur geringfügige Ergebnisverbesserungen erzielt. In jährlicher Periodizität werden mit den Korrekturverfahren von Blundell und Ward, Firstenberg, Ross und Zisler, Fisher, Geltner und Webb (nominal returns) sowie Bond und Hwang (appraisal seasonality) wesentliche Ergebnisverbesserungen erzielt. Beim FGW (nominal returns)-Verfahren ist das positive Ergebnis vermutlich der Volatilitätsannahme (vgl. Abschnitt 7.3.1) für die Simulationsstudie geschuldet. Bei den anderen Korrekturverfahren werden in einigen Simulationsdurchläufen aber auch zusätzliche Abweichungen der „korrigierten“ Renditen von den Renditen der Marktwerte erhalten. Daher sind für eine Einschätzung der Marktrenditen die korrigierten Indexrenditen den ursprünglichen Indexrenditen nicht unbedingt vorzuziehen.

Tabelle 217 Die Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|-------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,93 | 3,78 | 4,62 | 5,44 | 6,27 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,88 | 3,57 | 4,88 | 5,67 | 7,62 |
| FGW (nominal returns) | 2,91 | 3,63 | 4,39 | 5,18 | 6,02 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 2,89 | 4,08 | 5,05 | 6,32 | 27388087 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 3,04 | 3,80 | 4,62 | 5,44 | 6,26 |
| Bond & Hwang (original) | 2,98 | 3,82 | 4,65 | 5,44 | 6,30 |
| Bond & Hwang (market factor) | 2,95 | 4,08 | 5,02 | 6,32 | 59581678 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 4,51 | 5,98 | 7,24 | 8,60 | 10,46 |
| Blundell & Ward | 3,74 | 4,98 | 6,31 | 7,85 | 11,03 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,85 | 4,42 | 5,60 | 7,71 | 18,83 |
| FGW (nominal returns) | 2,58 | 3,52 | 4,27 | 5,21 | 6,78 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | 8,05 | 11,69 | 14,71 | 18,63 | 24,46 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 3,32 | 5,33 | 7,11 | 9,07 | 13,66 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 4,60 | 6,03 | 7,23 | 8,55 | 10,42 |
| Bond & Hwang (original) | 4,32 | 5,66 | 6,88 | 8,31 | 10,28 |
| Bond & Hwang (market factor) | 3,20 | 5,22 | 6,91 | 9,02 | 13,74 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 4,02 | 5,54 | 7,15 | 8,84 | 12,09 |

Berechnet in R. Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Im Vergleich zum Referenzszenario schneiden die Korrekturverfahren Firstenberg, Ross und Zisler sowie Bond und Hwang (original) nach dem Kriterium „Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung“ nun etwas schlechter ab. Überwiegend werden aber die Ergebnisse aus dem Referenzszenario bestätigt.

Die positiven und negativen Abweichungen der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen gleichen sich wieder im Mittel nahezu aus (siehe Tabelle 218).

Tabelle 218 Die Mittlere Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|----------|-------|-------|------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,13 | -0,05 | 0,00 | 0,05 | 0,12 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -1,16 | -0,09 | 0,43 | 1,24 | 4,38 |
| FGW (nominal returns) | -0,40 | -0,08 | 0,00 | 0,08 | 0,44 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -1178669 | -0,06 | 0,00 | 0,07 | 271916 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,09 | -0,04 | -0,01 | 0,03 | 0,08 |
| Bond & Hwang (original) | -0,12 | -0,05 | 0,00 | 0,03 | 0,10 |
| Bond & Hwang (market factor) | -778180 | -0,05 | -0,01 | 0,04 | 1117433 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,51 | -0,20 | -0,01 | 0,20 | 0,49 |
| Blundell & Ward | -0,42 | -0,14 | 0,01 | 0,16 | 0,38 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -4,64 | -0,37 | 1,71 | 4,97 | 17,52 |
| FGW (nominal returns) | -1,59 | -0,33 | 0,00 | 0,33 | 1,76 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | -0,99 | -0,31 | 0,05 | 0,36 | 0,95 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -0,54 | -0,19 | 0,00 | 0,20 | 0,88 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -0,37 | -0,16 | -0,03 | 0,10 | 0,32 |
| Bond & Hwang (original) | -0,47 | -0,19 | -0,02 | 0,14 | 0,41 |
| Bond & Hwang (market factor) | -0,53 | -0,17 | -0,03 | 0,10 | 0,44 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -0,64 | -0,18 | -0,01 | 0,18 | 0,73 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Die in den folgenden beiden Tabellen vorgestellten Ergebnisse zeigen für verschiedene Korrekturverfahren, dass die korrigierten Indexrenditen in den Simulationsdurchläufen häufig weniger stark als die ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen abweichen. Dies ist wie im Referenzszenario aber nicht immer der Fall.

Tabelle 219 Das Verhältnis der mittleren absoluten Abweichung der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen zur mittleren absoluten Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,75 | 0,86 | 0,95 | 1,09 | 1,67 |
| FGW (nominal returns) | 0,81 | 0,89 | 0,95 | 1,01 | 1,15 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,85 | 0,96 | 1,04 | 1,17 | 2755038 |
| Bond & Hwang (original) | 0,93 | 0,98 | 1,01 | 1,03 | 1,07 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,84 | 0,95 | 1,03 | 1,17 | 5229214 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,59 | 0,74 | 0,89 | 1,02 | 1,36 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,43 | 0,61 | 0,79 | 1,26 | 3,64 |
| FGW (nominal returns) | 0,39 | 0,48 | 0,58 | 0,71 | 0,97 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 1,25 | 1,64 | 2,05 | 2,55 | 3,28 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,56 | 0,77 | 0,98 | 1,18 | 1,73 |
| Bond & Hwang (original) | 0,72 | 0,88 | 0,97 | 1,06 | 1,20 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,54 | 0,75 | 0,97 | 1,17 | 1,72 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,68 | 0,83 | 1,00 | 1,16 | 1,43 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Tabelle 220 Das Verhältnis der Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen zur Wurzel aus der mittleren quadrierten Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,77 | 0,87 | 0,94 | 1,08 | 1,66 |
| FGW (nominal returns) | 0,82 | 0,89 | 0,95 | 1,01 | 1,13 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,85 | 0,96 | 1,04 | 1,16 | 6449531 |
| Bond & Hwang (original) | 0,93 | 0,98 | 1,01 | 1,03 | 1,06 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,84 | 0,95 | 1,04 | 1,16 | 12273804 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,60 | 0,75 | 0,88 | 1,02 | 1,36 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,45 | 0,62 | 0,78 | 1,15 | 2,96 |
| FGW (nominal returns) | 0,40 | 0,49 | 0,58 | 0,70 | 0,95 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 1,26 | 1,66 | 2,05 | 2,53 | 3,29 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,56 | 0,77 | 0,98 | 1,17 | 1,72 |
| Bond & Hwang (original) | 0,72 | 0,89 | 0,97 | 1,06 | 1,18 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,54 | 0,75 | 0,98 | 1,17 | 1,77 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,67 | 0,83 | 1,01 | 1,17 | 1,41 |

Die folgende Tabelle zeigt für die überwiegende Anzahl der betrachteten Simulationsdurchläufe, dass die Volatilität der FGW (nominal returns)-Indexrenditen weniger stark als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen abweicht. Dieses Ergebnis wird auch für die Korrekturverfahren Firstenberg, Ross und Zisler, Blundell und Ward sowie für mehrere Varianten des Bond und Hwang-Korrekturverfahrens erzielt. Es wird jedoch wieder darauf hingewiesen, dass die Ergebnisse für das FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren durch die für die MC-Studie getroffene Volatilitätsannahme (siehe Abschnitt 7.3.1) positiv beeinflusst werden.

Die Ergebnisse des Referenzszenarios werden bestätigt.

Tabelle 221 Die Prozentuale Abweichung der Volatilität der (korrigierten) Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|--------|--------|--------|--------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -65,13 | -61,42 | -58,42 | -54,84 | -45,51 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -34,26 | -17,46 | -3,52 | 14,27 | 51,63 |
| FGW (nominal returns) | -7,61 | -1,59 | 3,30 | 9,76 | 36,87 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -70,23 | -58,33 | -44,36 | -8,69 | 5,40E+08 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -65,15 | -61,49 | -58,66 | -55,05 | -46,74 |
| Bond & Hwang (original) | -75,88 | -66,99 | -58,65 | -51,55 | -38,92 |
| Bond & Hwang (market factor) | -69,88 | -58,70 | -43,97 | -10,07 | 1,07E+15 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -42,74 | -35,40 | -30,04 | -24,53 | -16,61 |
| Blundell & Ward | -31,35 | -14,26 | -0,59 | 15,88 | 44,82 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -33,36 | -16,69 | -2,65 | 10,22 | 40,08 |
| FGW (nominal returns) | -15,43 | -4,61 | 3,96 | 12,88 | 33,02 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 30,21 | 79,08 | 112,21 | 147,57 | 194,67 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -47,21 | -32,98 | -21,99 | -10,54 | 7,27 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -42,52 | -35,62 | -30,47 | -25,28 | -19,08 |
| Bond & Hwang (original) | -57,74 | -44,04 | -33,32 | -24,26 | -12,59 |
| Bond & Hwang (market factor) | -47,33 | -32,93 | -22,38 | -11,90 | 6,09 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -64,90 | -51,11 | -37,07 | -24,65 | 0,58 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Aus der Tabelle 222 ist ersichtlich, dass die Mittelwerte der Blundell und Ward-Indexrenditen in den Simulationsdurchläufen häufig etwas geringer als die Mittelwerte der ursprünglichen Indexrenditen von den Mittelwerten der Marktrenditen abweichen. In

einigen Simulationsdurchläufen werden jedoch auch höhere Abweichungen der Mittelwerte der BW-Indexrenditen von den Mittelwerten der Marktrenditen errechnet. Für eine Einschätzung des Mittelwerts der Marktrenditen ist daher der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen am ehesten geeignet. Das Ergebnis aus dem Referenzszenario (siehe Abschnitt 7.2.4) wird damit bestätigt.

Tabelle 222 Die Prozentuale Abweichung des Mittelwerts der (korrigierten) Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|----------|--------|--------|--------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -44,06 | -9,95 | -0,29 | 9,69 | 59,43 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -44,54 | 72,98 | 132,10 | 247,39 | 594,81 |
| FGW (nominal returns) | -57,07 | -18,34 | 0,82 | 20,85 | 72,21 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -2,4E+08 | -14,77 | -1,01 | 13,11 | 5,0E+07 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -33,78 | -7,66 | -1,72 | 4,25 | 34,27 |
| Bond & Hwang (original) | -53,11 | -10,45 | -2,70 | 4,59 | 32,64 |
| Bond & Hwang (market factor) | -5,5E+07 | -9,29 | -1,34 | 9,06 | 3,7E+08 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -44,06 | -9,95 | -0,29 | 9,69 | 59,43 |
| Blundell & Ward | -52,20 | -6,45 | 0,37 | 7,08 | 43,73 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -44,54 | 72,98 | 132,10 | 247,39 | 594,81 |
| FGW (nominal returns) | -57,07 | -18,34 | 0,82 | 20,85 | 72,21 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | -110,79 | -14,27 | 2,03 | 18,56 | 81,98 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -74,71 | -9,46 | -0,41 | 10,42 | 108,42 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -33,78 | -7,66 | -1,72 | 4,25 | 34,27 |
| Bond & Hwang (original) | -53,11 | -10,45 | -2,70 | 4,59 | 32,64 |
| Bond & Hwang (market factor) | -62,10 | -7,57 | -1,59 | 4,51 | 61,54 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -62,03 | -9,82 | -1,26 | 7,80 | 64,57 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Aus der Tabelle 223 ist ersichtlich, dass in 75 Prozent der Simulationsdurchläufe für das FRZ-Korrekturverfahren eine Abweichung der Volatilität der korrigierten Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen errechnet wird, die maximal 45 % der Abweichung der Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen beträgt. Für eine Einschätzung der Volatilität der Marktrenditen kann daher neben der Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen auch die Volatilität der FRZ-Indexrenditen berücksichtigt werden. Auch mit dem BW- und dem FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren werden häufig Ergebnisverbesserungen erzielt. Es werden ähnliche Ergebnisse wie im Referenzszenario (siehe Abschnitt 7.2.4) erzielt.

Tabelle 223 Das Verhältnis der prozentualen Abweichung der Volatilität korrigierter Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen zur prozentualen Abweichung der Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,03 | 0,15 | 0,28 | 0,45 | 1,23 |
| FGW (nominal returns) | 0,01 | 0,04 | 0,09 | 0,18 | 0,86 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,28 | 0,73 | 0,98 | 1,17 | 10522741 |
| Bond & Hwang (original) | 0,75 | 0,90 | 1,01 | 1,14 | 1,29 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,26 | 0,72 | 0,98 | 1,17 | 19937528 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,04 | 0,24 | 0,49 | 0,85 | 2,16 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,03 | 0,18 | 0,45 | 0,76 | 2,25 |
| FGW (nominal returns) | 0,03 | 0,14 | 0,30 | 0,54 | 1,30 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 1,00 | 2,58 | 3,81 | 5,42 | 8,76 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,10 | 0,44 | 0,78 | 1,11 | 1,61 |
| Bond & Hwang (original) | 0,51 | 0,82 | 1,08 | 1,41 | 1,91 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,13 | 0,49 | 0,78 | 1,13 | 1,58 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,33 | 0,86 | 1,23 | 1,68 | 2,38 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Tabelle 224 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem die Volatilität der korrigierten Indexrenditen eher als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen der Volatilität der Marktrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
|---|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 93,60 |
| FGW (nominal returns) | 96,10 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 52,70 |
| Bond & Hwang (original) | 48,00 |
| Bond & Hwang (market factor) | 52,30 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 80,20 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 84,80 |
| FGW (nominal returns) | 90,30 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 4,90 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 53,80 |
| Bond & Hwang (original) | 42,50 |
| Bond & Hwang (market factor) | 53,70 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 33,00 |

Tabelle 225 Das Verhältnis der prozentualen Abweichung des Mittelwerts korrigierter Indexrenditen von dem Mittelwert der Markttrenditen zur prozentualen Abweichung des Mittelwerts der ursprünglichen Indexrenditen von dem Mittelwert der Markttrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,69 | 6,17 | 18,18 | 58,94 | 448,91 |
| FGW (nominal returns) | 0,10 | 0,60 | 1,78 | 5,31 | 32,37 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,24 | 0,72 | 1,14 | 6,94 | 7,76E+07 |
| Bond & Hwang (original) | 0,12 | 0,60 | 1,21 | 2,56 | 15,31 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,16 | 0,71 | 1,18 | 10,14 | 2,02E+08 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Blundell & Ward | 0,10 | 0,42 | 0,78 | 1,31 | 6,76 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,69 | 6,17 | 18,18 | 58,94 | 448,91 |
| FGW (nominal returns) | 0,10 | 0,60 | 1,78 | 5,31 | 32,37 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 0,13 | 0,76 | 1,82 | 3,95 | 22,65 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,21 | 0,65 | 0,95 | 1,52 | 14,02 |
| Bond & Hwang (original) | 0,12 | 0,60 | 1,21 | 2,56 | 15,31 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,14 | 0,62 | 1,00 | 1,60 | 23,84 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,19 | 0,70 | 1,30 | 2,74 | 28,48 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Markttrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Tabelle 226 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem der Mittelwert der korrigierten Indexrenditen eher als der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen dem Mittelwert der Markttrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
|---|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 6,00 |
| FGW (nominal returns) | 35,30 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 43,20 |
| Bond & Hwang (original) | 43,20 |
| Bond & Hwang (market factor) | 40,50 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 65,40 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 6,00 |
| FGW (nominal returns) | 35,30 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 32,40 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 43,20 |
| Bond & Hwang (original) | 43,20 |
| Bond & Hwang (market factor) | 40,50 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 38,50 |

Tabelle 225 und Tabelle 226 zeigen, dass der Mittelwert der Blundell und Ward-Indexrenditen in der Mehrzahl der Simulationsdurchläufe eher als der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen dem Mittelwert der Marktrenditen entspricht. Allerdings wird in dem zum 95-Prozent-Quantil gehörenden Simulationsdurchlauf eine Abweichung des Mittelwerts der „korrigierten“ Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen errechnet, die einem Vielfachen (= 6,76-fachen) der Abweichung des Mittelwerts der ursprünglichen Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen entspricht.

Insgesamt werden wieder die Ergebnisse aus dem Referenzszenario (siehe Abschnitt 7.2.4) bestätigt.

7.4 Ein Szenario mit Autokorrelation erster Ordnung in monatlichen Marktrenditen für einen Zeitraum von 50 Jahren

7.4.1 Die Gestaltung der Monte Carlo-Studie

In einer weiteren Monte Carlo-Studie werden abweichend vom Referenzszenario Zeitreihen nicht für einen Zeitraum von 30 Jahren, sondern für einen Zeitraum von 50 Jahren simuliert. Im Übrigen werden Annahmen entsprechend dem Referenzszenario (siehe Abschnitt 7.2.1) getroffen. Im Folgenden werden ausgewählte Ergebnisse für dieses Szenario vorgestellt.

7.4.2 Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Monatsindex (IPD UK Monthly Capital Index-Szenario)

Gegenüber dem Referenzszenario (siehe Abschnitt 7.2.2) schneidet das FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren noch etwas besser ab. Jedoch wird mit den FGW (nominal returns)-Indexrenditen nach dem Kriterium Mittlere absolute Abweichungen keine wesentliche Verbesserung der Informationslage über die Marktrenditen erzielt als mit den ursprünglichen Indexrenditen. Da außerdem aufgrund der für die Monte Carlo-Studie getroffenen Volatilitätsannahme (siehe Abschnitt 7.2.1) die Ergebnisse für das FGW (nominal returns)-Verfahren begünstigt werden, bieten die korrigierten Indexrenditen nicht unbedingt

eine Alternative zu den ursprünglichen Indexrenditen bei einer Einschätzung der Markttrenditen.

Tabelle 227 Die mittlere absolute Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Markttrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 0,65 | 0,89 | 1,09 | 1,36 | 1,70 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,82 | 1,02 | 1,24 | 1,43 | 1,69 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,63 | 0,96 | 1,31 | 1,71 | 3,64 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 0,92 | 1,37 | 1,78 | 2,32 | 3,04 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,02 | 1,45 | 1,79 | 2,30 | 3,01 |
| FGW (nominal returns) | 0,98 | 1,35 | 1,66 | 2,05 | 2,61 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 0,92 | 1,37 | 1,79 | 2,32 | 3,07 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,26 | 1,65 | 1,99 | 2,42 | 2,92 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,80 | 1,51 | 2,16 | 2,97 | 5,06 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,26 | 1,84 | 2,33 | 2,94 | 3,69 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 1,27 | 2,05 | 2,90 | 4,33 | 16964290 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 0,92 | 1,42 | 2,03 | 2,84 | 4,33 |
| Blundell & Ward | 1,11 | 1,80 | 2,46 | 3,40 | 4,70 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,07 | 1,63 | 2,20 | 3,17 | 5,78 |
| FGW (nominal returns) | 1,01 | 1,44 | 1,78 | 2,24 | 3,02 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 6,76 | 8,49 | 10,30 | 12,55 | 15,27 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 4,19 | 5,19 | 6,27 | 7,60 | 9,23 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 2,51 | 3,14 | 3,84 | 4,53 | 5,48 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 0,91 | 1,42 | 2,04 | 2,82 | 4,29 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,90 | 2,74 | 3,55 | 4,39 | 5,64 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,81 | 1,58 | 2,47 | 3,87 | 11,17 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,45 | 2,30 | 3,15 | 4,14 | 5,77 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 1,13 | 1,92 | 3,08 | 4,65 | 11,38 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 1,20 | 1,96 | 2,78 | 3,85 | 5,92 |

Berechnet in R. Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Markttrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Wie im Referenzszenario werden mit dem FRZ-Korrekturverfahren Indexrenditen in vierteljährlicher Periodizität errechnet, deren Volatilität in einer überwiegenden Anzahl der Simulationsdurchläufe weniger stark als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Markttrenditen abweicht. Jedoch sind die FRZ-Indexrenditen in jährlicher

Periodizität bezüglich der Volatilität nicht mehr vorteilhafter als die ursprünglichen Indexrenditen. Offenbar werden auch mit dem FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren in einer Mehrzahl der Simulationsdurchläufe Ergebnisverbesserungen bezüglich der Volatilität erzielt. Es ist aber zu berücksichtigen, dass beim FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren die „Zielvolatilität“ exogen vorzugeben ist (vgl. die Volatilitätsannahme in Abschnitt 7.2.1), während die Volatilität beim FRZ-Korrekturverfahren Modell-endogen bestimmt wird.

Tabelle 228 Die Prozentuale Abweichung der Volatilität der (korrigierten) Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|--------|--------|--------|--------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -55,14 | -43,29 | -32,71 | -23,86 | -16,45 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -61,36 | -48,30 | -40,91 | -34,62 | -27,12 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -57,10 | -47,20 | -33,07 | -12,19 | 122,01 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -39,71 | -26,53 | -17,28 | -10,89 | -6,12 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -19,61 | -2,27 | 7,61 | 20,11 | 43,46 |
| FGW (nominal returns) | 0,72 | 5,85 | 9,38 | 13,29 | 19,27 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -39,95 | -26,81 | -17,29 | -10,96 | -6,10 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -49,80 | -34,82 | -27,12 | -21,39 | -14,79 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -41,70 | -30,43 | -19,52 | -7,96 | 28,95 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -53,07 | -42,01 | -33,23 | -24,65 | -11,33 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | -54,64 | -35,83 | -9,31 | 44,66 | 9,76E+08 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -16,37 | -8,18 | -4,33 | -1,99 | 1,07 |
| Blundell & Ward | -20,87 | -8,33 | 0,87 | 9,95 | 25,40 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -19,89 | -8,71 | -0,19 | 7,95 | 23,45 |
| FGW (nominal returns) | -13,35 | -5,61 | -0,14 | 5,22 | 14,82 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 71,98 | 94,35 | 108,39 | 119,33 | 135,24 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 33,80 | 50,06 | 59,78 | 67,31 | 77,79 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 10,09 | 22,45 | 29,57 | 34,30 | 41,07 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -16,17 | -8,10 | -4,31 | -1,92 | 0,76 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -42,80 | -35,68 | -29,41 | -23,24 | -16,39 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -18,76 | -9,78 | -4,70 | -1,40 | 80,63 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -29,93 | -18,59 | -11,45 | -6,66 | -1,25 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | -28,21 | -12,79 | -3,70 | 3,21 | 53,37 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -34,37 | -20,62 | -11,77 | -1,55 | 23,12 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Die folgende Tabelle zeigt, dass für die Einschätzung der Mittelwerte von Markttrenditen die ursprünglichen Indexrenditen eher geeignet sind als die mit einem beliebigen Verfahren korrigierten Indexrenditen. Die Ergebnisse des Referenzszenarios werden bestätigt.

Tabelle 229 Die Prozentuale Abweichung des Mittelwerts der (korrigierten) Indexrenditen von dem Mittelwert der Markttrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | | | | | |
|---|----------|--------|-------|-------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -8,18 | -1,40 | -0,24 | 0,86 | 7,44 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -30,27 | -4,54 | -0,13 | 3,90 | 22,94 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -55,50 | -2,68 | -0,27 | 1,79 | 31,61 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -9,47 | -1,82 | -0,02 | 1,57 | 12,78 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -9,24 | 22,13 | 52,04 | 88,00 | 189,77 |
| FGW (nominal returns) | -29,14 | -15,10 | -4,48 | 5,82 | 24,49 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -8,18 | -1,40 | -0,24 | 0,86 | 7,44 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -30,27 | -4,54 | -0,13 | 3,90 | 22,94 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -41,89 | -2,41 | -0,26 | 1,67 | 25,60 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -27,84 | -4,39 | -0,18 | 3,08 | 22,55 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | -22268,1 | -4,62 | -0,25 | 4,44 | 2,30E+07 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -9,47 | -1,82 | -0,02 | 1,57 | 12,78 |
| Blundell & Ward | -14,02 | -1,96 | 0,03 | 2,57 | 16,88 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -9,24 | 22,13 | 52,04 | 88,00 | 189,77 |
| FGW (nominal returns) | -29,14 | -15,10 | -4,48 | 5,82 | 24,49 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | -78,51 | -11,96 | 1,14 | 13,90 | 72,71 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | -43,99 | -6,77 | 0,61 | 7,94 | 42,63 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | -26,57 | -3,84 | 0,41 | 4,44 | 25,50 |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -8,18 | -1,40 | -0,24 | 0,86 | 7,44 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -30,27 | -4,54 | -0,13 | 3,90 | 22,94 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | -41,89 | -2,41 | -0,26 | 1,67 | 25,60 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -27,84 | -4,39 | -0,18 | 3,08 | 22,55 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | -96,83 | -3,93 | -0,29 | 3,37 | 38,78 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -21,02 | -2,87 | -0,01 | 3,05 | 18,64 |

Farbcodes **blau/grün**: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Markttrenditen erzielt.

Farbcodes **grün/rot**: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Wie im Referenzszenario (siehe Abschnitt 7.2.2) entsprechen die Volatilitäten der FRZ- bzw. FGW (nominal returns)-Indexrenditen in einer Mehrzahl der Simulationsdurchläufe eher als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen der Volatilität der Marktrenditen.

Tabelle 230 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem die Volatilität der korrigierten Indexrenditen eher als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen der Volatilität der Marktrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | |
|--|----------------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 4,60 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 46,10 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 66,80 |
| FGW (nominal returns) | 78,60 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,70 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 48,40 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 6,10 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 26,50 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 31,50 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 35,20 |
| FGW (nominal returns) | 44,50 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 0,00 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 1,20 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 9,40 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,00 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 34,80 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 7,10 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 30,30 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 14,20 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Es wird das Ergebnis aus dem Referenzszenario bestätigt, dass in einer Mehrzahl der Simulationsdurchläufe der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen eher als der Mittelwert der mit einem beliebigen Verfahren korrigierten Indexrenditen dem Mittelwert der Marktrenditen entspricht.

Tabelle 231 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem der Mittelwert der korrigierten Indexrenditen eher als der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen dem Mittelwert der Marktrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in monatlicher Periodizität | |
|--|----------------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 20,20 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 32,60 |
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 3,60 |
| FGW (nominal returns) | 16,10 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 20,20 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 32,60 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 19,50 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 21,80 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 40,40 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 3,60 |
| FGW (nominal returns) | 16,10 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 10,10 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 17,10 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 26,80 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 20,20 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 32,60 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 19,50 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | 21,80 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 27,40 |

Farbcodes **blau/grün**: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes **grün/rot**: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Insgesamt werden keine bedeutenden Abweichungen von den Ergebnissen für das Referenzszenario (siehe Abschnitt 7.2.2) erzielt.

7.4.3 Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Quartalsindex

Wie im Referenzszenario (siehe Abschnitt 7.2.3) zeigt sich, dass für eine Einschätzung der Renditen von Marktwerten neben den ursprünglichen Indexrenditen auch die FGW (nominal returns)- und FRZ-Indexrenditen geeignet sein könnten.

Tabelle 232 Die mittlere absolute Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|-------|-------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,23 | 2,70 | 3,23 | 3,76 | 4,35 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,18 | 2,77 | 3,22 | 3,91 | 4,86 |
| FGW (nominal returns) | 2,18 | 2,59 | 3,14 | 3,63 | 4,17 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 2,27 | 2,96 | 3,52 | 4,26 | 1736176 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,26 | 2,72 | 3,25 | 3,78 | 4,37 |
| Bond & Hwang (original) | 2,42 | 2,85 | 3,41 | 3,97 | 4,51 |
| Bond & Hwang (market factor) | 2,27 | 2,96 | 3,55 | 4,29 | 3181712 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,89 | 3,79 | 4,70 | 5,81 | 7,70 |
| Blundell & Ward | 2,94 | 3,93 | 4,90 | 6,01 | 7,98 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,27 | 3,26 | 4,18 | 6,11 | 13,84 |
| FGW (nominal returns) | 1,90 | 2,42 | 2,93 | 3,49 | 4,30 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 6,70 | 9,82 | 12,55 | 15,38 | 20,46 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 2,70 | 3,97 | 5,40 | 7,18 | 10,63 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,88 | 3,80 | 4,69 | 5,79 | 7,68 |
| Bond & Hwang (original) | 3,42 | 4,34 | 5,20 | 6,21 | 7,73 |
| Bond & Hwang (market factor) | 2,52 | 3,84 | 5,30 | 7,11 | 10,73 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 3,21 | 4,35 | 5,46 | 6,81 | 9,29 |

Berechnet in R. Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Wie im Referenzszenario weichen in einer Mehrzahl der Simulationsdurchläufe die Volatilitäten der FRZ-, FGW (nominal returns)- und BW-Indexrenditen weniger stark als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen ab.

Tabelle 233 Die Prozentuale Abweichung der Volatilität der (korrigierten) Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|--------|--------|--------|--------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -62,69 | -51,99 | -42,66 | -33,27 | -25,55 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -23,68 | -3,96 | 5,36 | 20,21 | 48,78 |
| FGW (nominal returns) | 0,72 | 5,85 | 9,38 | 13,29 | 19,27 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -65,83 | -54,88 | -42,47 | -23,77 | 1,05E+08 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -62,80 | -52,12 | -42,99 | -33,30 | -25,54 |
| Bond & Hwang (original) | -70,07 | -60,80 | -53,56 | -46,40 | -36,08 |
| Bond & Hwang (market factor) | -65,21 | -54,17 | -42,44 | -23,77 | 1,87E+08 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -39,71 | -26,75 | -17,53 | -10,73 | -3,58 |
| Blundell & Ward | -22,43 | -8,03 | 2,48 | 14,11 | 34,14 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -23,83 | -10,78 | -1,98 | 9,14 | 31,50 |
| FGW (nominal returns) | -11,53 | -3,50 | 2,33 | 9,28 | 19,24 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 42,22 | 85,04 | 120,76 | 152,23 | 191,29 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -42,60 | -29,86 | -19,03 | -8,59 | 8,82 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -39,90 | -26,90 | -17,67 | -10,80 | -3,74 |
| Bond & Hwang (original) | -52,32 | -39,30 | -30,61 | -22,70 | -11,13 |
| Bond & Hwang (market factor) | -42,62 | -29,66 | -18,74 | -9,14 | 17,77 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -58,99 | -43,17 | -31,49 | -19,51 | -1,64 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Die Mittelwerte der mit dem Blundell und Ward-Verfahren korrigierten Indexrenditen weichen wie im Referenzszenario in den Simulationsdurchläufen oftmals weniger stark als die Mittelwerte der ursprünglichen Indexrenditen von den Mittelwerten der Marktrenditen ab.

Tabelle 234 Die Prozentuale Abweichung des Mittelwerts der (korrigierten) Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|----------|--------|--------|--------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -31,89 | -4,81 | -0,19 | 4,31 | 27,75 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -1,74 | 90,35 | 143,11 | 253,27 | 594,48 |
| FGW (nominal returns) | -33,82 | -17,49 | -3,97 | 10,39 | 47,82 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -7,9E+02 | -6,64 | 0,09 | 6,85 | 2,2E+02 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -17,84 | -3,88 | -0,85 | 1,92 | 18,88 |
| Bond & Hwang (original) | -43,20 | -7,10 | -1,36 | 4,06 | 29,60 |
| Bond & Hwang (market factor) | -2,3E+02 | -5,89 | -0,75 | 4,29 | 1,1E+03 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -31,89 | -4,81 | -0,19 | 4,31 | 27,75 |
| Blundell & Ward | -23,72 | -3,89 | 0,13 | 4,40 | 28,52 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -1,74 | 90,35 | 143,11 | 253,27 | 594,48 |
| FGW (nominal returns) | -33,82 | -17,49 | -3,97 | 10,39 | 47,82 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | -98,07 | -13,68 | 1,37 | 16,34 | 75,90 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -44,31 | -5,40 | 0,13 | 5,99 | 55,30 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -17,84 | -3,88 | -0,85 | 1,92 | 18,88 |
| Bond & Hwang (original) | -43,20 | -7,10 | -1,36 | 4,06 | 29,60 |
| Bond & Hwang (market factor) | -54,20 | -5,32 | -0,84 | 3,41 | 40,65 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -40,22 | -6,55 | -0,53 | 5,08 | 39,61 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Wie im Referenzszenario weichen die Volatilitäten der BW-, FRZ- und FGW (nominal returns)-Indexrenditen in einer Mehrzahl der Simulationsdurchläufe weniger stark als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen ab.

Tabelle 235 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem die Volatilität der korrigierten Indexrenditen eher als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen der Volatilität der Marktrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
|---|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 91,60 |
| FGW (nominal returns) | 99,90 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 45,10 |
| Bond & Hwang (original) | 4,80 |
| Bond & Hwang (market factor) | 45,60 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 66,90 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 66,80 |
| FGW (nominal returns) | 83,90 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | 3,80 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 46,00 |
| Bond & Hwang (original) | 4,30 |
| Bond & Hwang (market factor) | 41,80 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 11,00 |

Farbcodes **blau/grün**: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes **grün/rot**: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Auch die Ergebnisse aus dem Referenzszenario bezüglich des Mittelwerts werden bestätigt.

Tabelle 236 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem der Mittelwert der korrigierten Indexrenditen eher als der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen dem Mittelwert der Marktrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
|---|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,20 |
| FGW (nominal returns) | 28,90 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 40,30 |
| Bond & Hwang (original) | 29,10 |
| Bond & Hwang (market factor) | 35,00 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 53,50 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 1,20 |
| FGW (nominal returns) | 28,90 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | 22,60 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 40,30 |
| Bond & Hwang (original) | 29,10 |
| Bond & Hwang (market factor) | 35,00 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 29,70 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Insgesamt werden keine bedeutenden Abweichungen von den Ergebnissen für das Referenzszenario (siehe Abschnitt 7.2.3) erzielt.

7.4.4 Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Quartals-index (NCREIF Appreciation Index-Szenario)

Im Vergleich zum Referenzszenario schneiden die einzelnen Korrekturverfahren noch etwas besser ab. In einer überwiegenden Anzahl der Simulationsdurchläufe weichen die mit den Verfahren FRZ, FGW (nominal returns), Blundell und Ward sowie Bond und Hwang (in verschiedenen Varianten) korrigierten Indexrenditen (insbesondere in jährlicher Periodizität) weniger stark als die ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen ab. Für eine Einschätzung der Renditen von Marktwerten können daher neben den ursprünglichen Indexrenditen zusätzlich auch die korrigierten Indexrenditen verwendet werden.

Tabelle 237 Die mittlere absolute Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|-------|-------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,41 | 2,87 | 3,46 | 3,99 | 4,51 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,18 | 2,77 | 3,22 | 3,91 | 4,86 |
| FGW (nominal returns) | 2,18 | 2,59 | 3,14 | 3,63 | 4,17 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 2,27 | 2,96 | 3,52 | 4,26 | 1736176 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,42 | 2,90 | 3,49 | 4,02 | 4,55 |
| Bond & Hwang (original) | 2,42 | 2,85 | 3,41 | 3,97 | 4,51 |
| Bond & Hwang (market factor) | 2,27 | 2,96 | 3,55 | 4,29 | 3181712 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 3,93 | 4,86 | 5,86 | 6,82 | 8,30 |
| Blundell & Ward | 2,94 | 3,93 | 4,90 | 6,01 | 7,98 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,27 | 3,26 | 4,18 | 6,11 | 13,84 |
| FGW (nominal returns) | 1,90 | 2,42 | 2,93 | 3,49 | 4,30 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 6,70 | 9,82 | 12,55 | 15,38 | 20,46 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 2,70 | 3,97 | 5,40 | 7,18 | 10,63 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 3,94 | 4,92 | 5,86 | 6,81 | 8,33 |
| Bond & Hwang (original) | 3,42 | 4,34 | 5,20 | 6,21 | 7,73 |
| Bond & Hwang (market factor) | 2,52 | 3,84 | 5,30 | 7,11 | 10,73 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 3,21 | 4,35 | 5,46 | 6,81 | 9,29 |

Berechnet in R. Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Auch die Volatilitäten der korrigierten Indexrenditen weichen häufig weniger stark als die Volatilitäten der ursprünglichen Indexrenditen von den Volatilitäten der Marktrenditen ab. Es werden ähnliche Ergebnisse wie im Referenzszenario (siehe Abschnitt 7.2.4) erzielt.

Tabelle 238 Die Prozentuale Abweichung der Volatilität der (korrigierten) Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|--------|--------|--------|--------|----------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -59,78 | -56,98 | -54,78 | -52,66 | -49,34 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -23,68 | -3,96 | 5,36 | 20,21 | 49,78 |
| FGW (nominal returns) | 0,72 | 5,85 | 9,38 | 13,29 | 19,27 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -65,83 | -54,88 | -42,47 | -23,77 | 1,05E+08 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -59,80 | -57,08 | -54,87 | -52,83 | -49,39 |
| Bond & Hwang (original) | -70,07 | -60,80 | -53,56 | -46,40 | -36,08 |
| Bond & Hwang (market factor) | -65,21 | -54,17 | -42,44 | -23,77 | 1,87E+08 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -38,25 | -32,63 | -28,80 | -25,09 | -19,89 |
| Blundell & Ward | -22,43 | -8,03 | 2,48 | 14,11 | 34,14 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -23,83 | -10,78 | -1,98 | 9,14 | 31,50 |
| FGW (nominal returns) | -11,53 | -3,50 | 2,33 | 9,28 | 19,24 |
| Geltner (nominal returns, $\alpha=1/2$) | 42,22 | 85,04 | 120,76 | 152,23 | 191,29 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -42,60 | -29,86 | -19,03 | -8,59 | 8,82 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -38,10 | -32,53 | -29,07 | -25,65 | -20,53 |
| Bond & Hwang (original) | -52,32 | -39,30 | -30,61 | -22,70 | -11,13 |
| Bond & Hwang (market factor) | -42,62 | -29,66 | -18,74 | -9,14 | 17,77 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -58,99 | -43,17 | -31,49 | -19,51 | -1,64 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Im Vergleich zum Referenzszenario (siehe Abschnitt 7.2.4) werden mit dem Blundell und Ward-Verfahren bezüglich der Mittelwerte von Marktrenditen noch etwas bessere Ergebnisse erzielt.

Tabelle 239 Die Prozentuale Abweichung des Mittelwerts der (korrigierten) Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|----------|--------|--------|--------|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -34,03 | -7,17 | -0,46 | 6,04 | 35,04 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -1,74 | 90,35 | 143,11 | 253,27 | 594,48 |
| FGW (nominal returns) | -33,82 | -17,49 | -3,97 | 10,39 | 47,82 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -7,9E+02 | -6,64 | 0,09 | 6,85 | 2,2E+02 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -22,49 | -5,34 | -1,39 | 2,13 | 21,21 |
| Bond & Hwang (original) | -43,20 | -7,10 | -1,36 | 4,06 | 29,60 |
| Bond & Hwang (market factor) | -2,3E+02 | -5,89 | -0,75 | 4,29 | 1,1E+03 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -34,03 | -7,17 | -0,46 | 6,04 | 35,04 |
| Blundell & Ward | -23,72 | -3,89 | 0,13 | 4,40 | 28,52 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -1,74 | 90,35 | 143,11 | 253,27 | 594,48 |
| FGW (nominal returns) | -33,82 | -17,49 | -3,97 | 10,39 | 47,82 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | -98,07 | -13,68 | 1,37 | 16,34 | 75,90 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | -44,31 | -5,40 | 0,13 | 5,99 | 55,30 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -22,49 | -5,34 | -1,39 | 2,13 | 21,21 |
| Bond & Hwang (original) | -43,20 | -7,10 | -1,36 | 4,06 | 29,60 |
| Bond & Hwang (market factor) | -54,20 | -5,32 | -0,84 | 3,41 | 40,65 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -40,22 | -6,55 | -0,53 | 5,08 | 39,61 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Hohe Werte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Im Vergleich zum Referenzszenario wird die Anzahl der Simulationsdurchläufe, bei denen die Volatilität der korrigierten Indexrenditen eher als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen der Volatilität der Marktrenditen entspricht, für die meisten Korrekturverfahren erhöht. Das Geltner-Verfahren schneidet jedoch noch schlechter als im Referenzszenario ab.

Tabelle 240 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem die Volatilität der korrigierten Indexrenditen eher als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen der Volatilität der Marktrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
|---|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 94,80 |
| FGW (nominal returns) | 100,00 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 65,20 |
| Bond & Hwang (original) | 55,50 |
| Bond & Hwang (market factor) | 65,40 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 87,90 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 90,00 |
| FGW (nominal returns) | 98,60 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 1,60 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 64,90 |
| Bond & Hwang (original) | 45,50 |
| Bond & Hwang (market factor) | 65,60 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 41,70 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Die folgende Tabelle zeigt, dass in einer Mehrzahl der Simulationsdurchläufe die Mittelwerte der mit den Blundell und Ward- sowie Bond und Hwang (appraisal seasonality)-Verfahren korrigierten Indexrenditen eher als die Mittelwerte der ursprünglichen Indexrenditen den Mittelwerten der Marktrenditen entsprechen. Das Bond und Hwang (appraisal seasonality)-Verfahren schneidet somit besser als im Referenzszenario ab. Unter Berücksichtigung der Ergebnisse in Tabelle 239 würde für eine Einschätzung des Mittelwerts der Marktrenditen wie im Referenzszenario dennoch der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen verwendet.

Tabelle 241 Der prozentuale Anteil der Simulationsdurchläufe der Monte Carlo-Studie, bei dem der Mittelwert der korrigierten Indexrenditen eher als der Mittelwert der ursprünglichen Indexrenditen dem Mittelwert der Marktrenditen entspricht, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | |
|---|---------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | Prozent |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,00 |
| FGW (nominal returns) | 35,90 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 52,10 |
| Bond & Hwang (original) | 38,40 |
| Bond & Hwang (market factor) | 45,40 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | |
| Blundell & Ward | 66,40 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,00 |
| FGW (nominal returns) | 35,90 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 25,10 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 52,10 |
| Bond & Hwang (original) | 38,40 |
| Bond & Hwang (market factor) | 45,40 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 39,10 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Insgesamt werden die Aussagen für das Referenzszenario bestätigt.

7.5 Ein Szenario, bei dem Annahmen des Korrekturverfahrens Fisher, Geltner und Webb (nominal returns) nicht erfüllt sind

7.5.1 Die Gestaltung der Monte Carlo-Studie

Fisher, Geltner und Webb (1994, S. 141) haben die Volatilität (wahrscheinlich in Standardabweichungseinheiten gemessen) der mit ihrem Verfahren korrigierten Russell-NCREIF-Indexrenditen in der vierteljährlichen Periodizität gleich der Hälfte der Volatilität der Renditen des S&P 500 Aktienindex für den Markt der USA gesetzt. Die in den vorangegangenen Abschnitten vorgestellten Ergebnisse deuten darauf hin, dass bei Richtigkeit dieser Annahme das im Kern auf nominale Renditen angewandte Korrekturverfahren von FGW zur Korrektur von (NPI-)Indexrenditen geeignet ist.

Aufgrund der Ergebnisse aus den Monte Carlo-Studien und den eigenen empirischen Analysen der IPD- und NPI-Indices wird hier jedoch vermutet, dass die jährliche Standardabweichung der Aktienrenditen auf dem U.S.- bzw. UK-Markt ungefähr nur dem 1,2- bis 1,5-fachen der jährlichen Standardabweichung der Marktrenditen auf dem U.S.- bzw. UK-Immobilienmarkt entspricht. Um zu untersuchen, ob das FGW-Verfahren auch zur Korrektur von Indexrenditen geeignet ist, wenn die Volatilitätsannahme von Fisher et al. (1994) nicht zutrifft, wird eine weitere Monte Carlo-Studie durchgeführt. Dazu wird in jedem Versuchsdurchlauf die jährliche Standardabweichung der Aktienrenditen gleich gesetzt mit der jährlichen Standardabweichung der Marktrenditen des Immobilienmarkts multipliziert mit einer über dem Intervall der reellen Zahlen gleichverteilten Zufallszahl zwischen 1,2 und 1,5. Bei der Anwendung des Korrekturverfahrens wird jedoch die Annahme beibehalten, dass die Volatilität auf dem Aktienmarkt doppelt so hoch ist wie die Volatilität auf dem entsprechenden Immobilienmarkt. In der Monte Carlo-Studie werden 250 Versuchsdurchläufe durchgespielt, und es wird angenommen, dass ein Index aus 250 Einzelzeitreihen errechnet wird. Die übrigen Annahmen entsprechen denen des Referenzszenarios (siehe Abschnitt 7.2).

Im Folgenden werden die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie vorgestellt.

7.5.2 Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Monatsindex (IPD UK Monthly Capital Index-Szenario)

Aus den folgenden Tabellen ist ersichtlich, dass bei der spezifischen unerfüllten Volatilitätsannahme die mit dem FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren behandelten Indexrenditen in den meisten Simulationsdurchläufen stärker als die ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen abweichen (siehe Tabelle 242). Dies gilt auch für die Standardabweichungen (siehe Tabelle 243) und die Mittelwerte (siehe Tabelle 244). Damit wird aus der Monte Carlo-Studie das Ergebnis erzielt, dass auch das FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren wahrscheinlich nicht zur Anwendung auf die Indexrenditen des IPD-Monatsindex geeignet ist. Ein Analyst würde möglicherweise dennoch das FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren anwenden, wenn er sich bezüglich der Volatilität auf dem betreffenden Immobilienmarkt sicher ist, da er sich dann eher auf die Ergebnisse für das Referenzszenario (siehe Abschnitt 7.2) stützen kann. Für diesen Fall wird jedoch vorgeschlagen, eine Anpassung der Volatilitätsannahme für das FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren vorzunehmen. Wie bereits beschrieben, wird ein Volatilitätsverhältnis in Höhe von 1,2 bis 1,5 anstelle von 2 für wahrscheinlich gehalten.

Tabelle 242 Die mittlere absolute Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
|--|------|------|------|------|------|
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 1,03 | 1,52 | 1,98 | 2,62 | 3,48 |
| FGW (nominal returns) | 1,26 | 1,67 | 2,07 | 2,47 | 2,97 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | 0,98 | 1,63 | 2,22 | 3,02 | 4,43 |
| FGW (nominal returns) | 1,81 | 2,59 | 3,19 | 3,98 | 5,00 |

Berechnet in R. Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Tabelle 243 Die Prozentuale Abweichung der Volatilität der (korrigierten) Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
|--|--------|--------|--------|--------|--------|
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -42,52 | -29,86 | -20,53 | -12,38 | -5,91 |
| FGW (nominal returns) | -40,59 | -35,54 | -30,57 | -23,74 | -5,15 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -19,56 | -10,44 | -5,48 | -1,32 | 3,12 |
| FGW (nominal returns) | -44,42 | -36,52 | -31,25 | -25,16 | -10,83 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Tabelle 244 Die Prozentuale Abweichung des Mittelwerts der (korrigierten) Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
|--|-------|--------|--------|--------|-------|
| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -17,9 | -3,10 | -0,39 | 2,09 | 12,92 |
| FGW (nominal returns) | -58,0 | -41,26 | -31,60 | -19,15 | 0,17 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (IPD-Szenario) | -17,9 | -3,10 | -0,39 | 2,09 | 12,92 |
| FGW (nominal returns) | -58,0 | -41,26 | -31,60 | -19,15 | 0,17 |

7.5.3 Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Quartalsindex

Bezüglich dieses Quartalsindex wird festgestellt, dass die FGW (nominal returns)-Indexrenditen bei der spezifischen Volatilitätsannahme offenbar immer noch eher als die ursprünglichen Indexrenditen den Marktrenditen entsprechen (siehe Tabelle 245). Bezüglich der Standardabweichung schneidet das Korrekturverfahren aber nun wesentlich schlechter ab als im Referenzszenario (siehe Tabelle 246). Insbesondere in jährlicher Periodizität weichen die Volatilitäten der FGW (nominal returns)-Indexrenditen nun häufig stärker als die Volatilitäten der ursprünglichen Indexrenditen von den Volatilitäten der Marktrenditen ab. Auf die Durchführung weiterer Monte Carlo-Studien für unterschiedliche spezifische Volatilitätsannahmen wird verzichtet. Die Ergebnisse zeigen bereits, dass aufgrund der Unsicherheit über die Volatilität der Marktrenditen auf einem Immobilienmarkt auch eine

Unsicherheit über die Eignung des FGW (nominal returns)-Verfahrens zur Korrektur der Indexrenditen des Quartalsindex besteht.

Wie im Referenzszenario sind auch die ursprünglichen Indexrenditen eher als die FGW (nominal returns)-Indexrenditen für eine Einschätzung der Mittelwerte von Markttrenditen geeignet (siehe Tabelle 247).

Tabelle 245 Die mittlere absolute Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Markttrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|------|------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,10 | 2,87 | 3,56 | 4,07 | 4,77 |
| FGW (nominal returns) | 2,05 | 2,57 | 3,16 | 3,70 | 4,30 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,73 | 3,95 | 4,96 | 5,98 | 7,75 |
| FGW (nominal returns) | 2,40 | 3,18 | 3,93 | 4,66 | 5,66 |

Berechnet in R. Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Markttrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Tabelle 246 Die Prozentuale Abweichung der Volatilität der (korrigierten) Indexrenditen von der Volatilität der Markttrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|--------|--------|--------|--------|--------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -68,08 | -54,40 | -44,34 | -36,80 | -26,06 |
| FGW (nominal returns) | -40,59 | -35,54 | -30,57 | -23,74 | -5,15 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -43,95 | -28,92 | -18,58 | -10,66 | 0,96 |
| FGW (nominal returns) | -43,46 | -36,38 | -29,83 | -23,10 | -4,22 |

Tabelle 247 Die Prozentuale Abweichung des Mittelwerts der (korrigierten) Indexrenditen von dem Mittelwert der Markttrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|--------|--------|--------|--------|-------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -46,96 | -7,69 | -0,13 | 6,12 | 28,22 |
| FGW (nominal returns) | -63,11 | -43,30 | -32,52 | -15,12 | 25,15 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -46,96 | -7,69 | -0,13 | 6,12 | 28,22 |
| FGW (nominal returns) | -63,11 | -43,30 | -32,52 | -15,12 | 25,15 |

7.5.4 Die Ergebnisverteilungen für einen durch die Phänomene der nicht-synchronen und veralteten Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen und des Appraisal-Smoothing veränderten Quartals-index (NCREIF Appreciation Index-Szenario)

Unter der spezifischen Volatilitätsannahme weichen die mit dem FGW (nominal returns)-Verfahren korrigierten Indexrenditen weniger stark als die ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen ab.

Auch für eine Einschätzung der Volatilität der Marktrenditen ist die Volatilität der FGW (nominal returns)-Indexrenditen offenbar immer noch geeignet.

Die Mittelwerte der FGW (nominal returns)-Indexrenditen weichen wie im Referenzszenario in der Mehrzahl der Simulationsdurchläufe stärker als die Mittelwerte der ursprünglichen Indexrenditen von den Mittelwerten der Marktrenditen ab.

Tabelle 248 Die mittlere absolute Abweichung (%) der (korrigierten) Indexrenditen von den Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|------|------|------|------|------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 2,24 | 3,03 | 3,71 | 4,35 | 5,07 |
| FGW (nominal returns) | 2,05 | 2,57 | 3,16 | 3,70 | 4,30 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | 3,64 | 4,80 | 5,77 | 7,09 | 8,71 |
| FGW (nominal returns) | 2,40 | 3,18 | 3,93 | 4,66 | 5,66 |

Berechnet in R. Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Tabelle 249 Die Prozentuale Abweichung der Volatilität der (korrigierten) Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|--------|--------|--------|--------|--------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -65,63 | -61,34 | -58,57 | -54,90 | -44,02 |
| FGW (nominal returns) | -40,59 | -35,54 | -30,57 | -23,74 | -5,15 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -45,33 | -37,15 | -30,67 | -23,57 | -15,36 |
| FGW (nominal returns) | -43,46 | -36,38 | -29,83 | -23,10 | -4,22 |

Tabelle 250 Die Prozentuale Abweichung des Mittelwerts der (korrigierten) Indexrenditen von dem Mittelwert der Marktrenditen, differenziert nach Korrekturverfahren

| Analysen der Zeitreihen in vierteljährlicher Periodizität | | | | | |
|---|--------|--------|--------|--------|-------|
| Renditenreihe bzw. Korrekturverfahren | q5 | q25 | q50 | q75 | q95 |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -55,02 | -8,80 | -1,37 | 6,68 | 28,75 |
| FGW (nominal returns) | -63,11 | -43,30 | -32,52 | -15,12 | 25,15 |
| Analysen der Zeitreihen in jährlicher Periodizität | | | | | |
| Indexrenditen (NPI-Szenario) | -55,02 | -8,80 | -1,37 | 6,68 | 28,75 |
| FGW (nominal returns) | -63,11 | -43,30 | -32,52 | -15,12 | 25,15 |

Farbcodes blau/grün: Mit Korrekturverfahren wird Verbesserung der Informationslage über Marktrenditen erzielt.

Farbcodes grün/rot: Abweichendes Ergebnis für Simulationsdurchlauf dieses Quantils gegenüber Referenzszenario.

Die Schlußfolgerungen aus den erzielten Ergebnissen werden im folgenden Abschnitt vorgestellt.

7.6 Die Berücksichtigung der Ergebnisse aus der Evaluierung von Korrekturverfahren für die Analyse des IPD UK Monthly Capital Index (UK) und des NCREIF Appreciation Index (USA)

7.6.1 Die Analyse der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index

Die Ergebnisse aus den Monte Carlo-Studien zeigen, dass die mit dem Verfahren von FGW (nominal returns) korrigierten Indexrenditen in einer Vielzahl der Simulationsdurchläufe eher als die ursprünglichen Indexrenditen den Marktrenditen entsprechen. Auch die Volatilität der FGW (nominal returns)-Indexrenditen weicht oftmals weniger stark als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen ab. Die erzielten Ergebnisverbesserungen bei der Anwendung des Korrekturverfahrens sind jedoch überwiegend nur gering. In einigen Simulationsdurchläufen werden auch „korrigierte“ Indexrenditen errechnet, die noch stärker als die ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen abweichen. Es besteht daher keine Sicherheit darüber, ob durch die Anwendung des FGW (nominal returns)-Korrekturverfahrens auf die Indexrenditen tatsächlich eine Verbesserung der Informationslage über die Marktrenditen erreicht wird. Weiterhin wird hier die bei der Anwendung des FGW (nominal returns)-Korrekturverfahrens getroffene Annahme kritisch gesehen, dass die Standardabweichung der Marktrenditen

eines Immobilienmarkts der Hälfte der Standardabweichung der Markttrenditen des korrespondierenden Aktienmarkts entspricht.

Tabelle 251 Mögliche Zeitreiheneigenschaften von Markttrenditen der IPD-Immobilien in vierteljährlicher Periodizität bei Berücksichtigung der Ergebnisse aus Monte Carlo-Studien für eine Evaluierung von Korrekturverfahren

| Quartalsdaten | Szenario AR1 | IPD | | FGW (nominal returns) | | Schätzung (Prozent) |
|---|-------------------|--------------------|--------------|--------------------------|--------------|------------------------|
| Mittelwert (annualisiert) | | 1,60 | | 0,44 | | 1,60 |
| verzerrt um (%) im 50-Prozent-Quantil | monthly annual | -0,11% -0,20% | 1,60 1,60 | -3,81% -1,73% | 0,46 0,45 | |
| Standardabweichung (annualisiert) | | 6,82 | | 8,66 | | 7,77 |
| verzerrt um (%) im 75-Prozent-Quantil | monthly annual | -11,03% -13,30% | 7,67 7,87 | 14,46% 9,76% | 7,36 7,67 | |
| Korrelation mit FTSE 100 PI | | 0,18 | | 0,20 | | 0,19 |
| Korrelation mit JPM UK Govt. Bond PI | | -0,29 | | -0,29 | | -0,29 |

Berechnet in R

Tabelle 252 Mögliche Zeitreiheneigenschaften von Markttrenditen der IPD-Immobilien in jährlicher Periodizität bei Berücksichtigung der Ergebnisse aus Monte Carlo-Studien für eine Evaluierung von Korrekturverfahren

| Jahresdaten | Szenario AR1 | IPD | | FGW (nominal returns) | | Schätzung (Prozent) |
|---|-------------------|------------------|----------------|--------------------------|----------------|------------------------|
| Mittelwert | | 1,61 | | 0,43 | | 1,61 |
| verzerrt um (%) im 50-Prozent-Quantil | monthly annual | -0,11% -0,20% | 1,61 1,61 | -3,81% -1,73% | 0,45 0,44 | |
| Standardabweichung | | 10,61 | | 11,46 | | 10,82 |
| verzerrt um (%) im 75-Prozent-Quantil | monthly annual | -1,49% -2,33% | 10,77 10,86 | 8,57% 9,62% | 10,56 10,45 | |
| Korrelation mit FTSE 100 PI | | 0,44 | | 0,48 | | 0,44 |
| Korrelation mit JPM UK Govt. Bond PI | | -0,26 | | -0,14 | | -0,26 |

Unter Berücksichtigung der Ergebnisse aller Untersuchungen für diese Arbeit wird vermutet, dass diese Annahme für die IPD-Markttrenditen in der vierteljährlichen Periodizität richtig

sein kann; denn für die vierteljährlichen IPD-Marktrenditen wird aus der Monte Carlo-Studie zur Analyse der Auswirkungen der Bewertungsphänomene auf Zeitreiheneigenschaften eine Standardabweichung in Höhe von 4,21 Prozent geschätzt. Aus den Tabellen im Anhang (siehe Abschnitt 9.3) ist ersichtlich, dass die FTSE-Indexrenditen eine Standardabweichung in Höhe von 8,66 Prozent aufweisen. Daraus wird ein Verhältnis in Höhe von 2,06 errechnet. Für die Standardabweichungen der jährlichen Renditenreihen ergibt sich allerdings ein Verhältnis in Höhe von $1,44 = 16,27/11,33$. Obwohl beim FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren die Volatilitätsanpassung in der vierteljährlichen Periodizität vorgenommen wird, verbleibt eine Unsicherheit über das tatsächliche Volatilitätsverhältnis. Aus diesen Gründen werden für die Einschätzung der Mittelwerte und Standardabweichungen der IPD-Marktrenditen die ursprünglichen IPD-Indexrenditen verwendet (siehe Tabelle 251 und Tabelle 252); allerdings wird an ihnen eine weitere Korrektur vorgenommen. Die Korrekturfaktoren werden unter Berücksichtigung der Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie zur Evaluierung der Korrekturverfahren errechnet. Aufgrund der in den Simulationsdurchläufen oftmals erzielten geringen MAA der FGW (nominal returns)-Indexrenditen von den Marktrenditen, werden die FGW (nominal returns)-Indexrenditen in der vierteljährlichen Periodizität zusätzlich neben den ursprünglichen Indexrenditen für Berechnungen von Korrelationen mit Renditen der Indices anderer Anlageklassen angewendet. Die Korrelationen zwischen den ursprünglichen bzw. korrigierten IPD-Indexrenditen und FTSE 100 Price Indexrenditen bzw. JPM UK Govt. Bond Price Indexrenditen sind im Anhang (siehe Abschnitt 9.3) angegeben.

7.6.2 Die Analyse der Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index

Aus den NPI-Szenarien der Monte Carlo-Studien für eine Evaluierung der Korrekturverfahren wird das Ergebnis erzielt, dass die Volatilität der mit dem Verfahren FGW (nominal returns) korrigierten Indexrenditen weniger stark als die Volatilität der ursprünglichen Indexrenditen von der Volatilität der Marktrenditen abweicht. Bei der Anwendung des Korrekturverfahrens FGW (nominal returns) wird aber aus folgendem Grund ein Verhältnis in Höhe von 1,22 und nicht in Höhe von zwei verwendet: Aufgrund der Ergebnisse aus den Monte Carlo-Studien über die Auswirkungen der Bewertungsphänomene auf die Zeitreihen bewertungsbasierter Indices wird vermutet, dass das Verhältnis der Standardabweichung der S&P 500-Indexrenditen zur Standardabweichung der NPI-Indexrenditen nicht bei 2 liegt. Für die

Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität wird vielmehr ein Verhältnis in Höhe von $1,22 = 7,9/6,46$ und für die Renditenreihen in jährlicher Periodizität ein Verhältnis in Höhe von $1,23 = 17,03/13,86$ angenommen.

Tabelle 253 Mögliche Zeitreiheneigenschaften von Marktrenditen der NCREIF-Immobilien in vierteljährlicher Periodizität bei Berücksichtigung der Ergebnisse aus Monte Carlo-Studien für eine Evaluierung von Korrekturverfahren

| Quartalsdaten | Szenario AR1 | NPI | FGW (nominal returns, Verhältnis der Std. Abw.=1,22) | Schätzung (Prozent) |
|---|-------------------|------------------------------|---|------------------------|
| Mittelwert (annualisiert) | | 1,26 | 0,92 | 1,41 |
| verzerrt um (%) im 25-Prozent-Quantil | monthly annual | -11,26% 1,42 -9,95% 1,40 | -17,92% 1,12 -18,34% 1,12 | |
| Standardabweichung (annualisiert) | | 4,46 | 13,00 | 10,05 |
| verzerrt um (%) im 95-Prozent-Quantil | monthly annual | -47,75% 8,54 -45,51% 8,18 | 22,57% 10,60 36,87% 9,50 | |
| Korrelation mit S&P 500 Composite PI | | 0,20 | 0,33 | 0,33 |
| Korr. mit Barclays Gvt./Corp. AAA | | -0,10 | -0,05 | -0,05 |

Berechnet in R

Tabelle 254 Mögliche Zeitreiheneigenschaften von Marktrenditen der NCREIF-Immobilien in jährlicher Periodizität bei Berücksichtigung der Ergebnisse aus Monte Carlo-Studien für eine Evaluierung von Korrekturverfahren

| Jahresdaten | Szenario AR1 | NPI | FGW (nominal returns, Verhältnis der Std. Abw.=1,22) | Schätzung (Prozent) |
|---|-------------------|------------------------------|---|------------------------|
| Mittelwert | | 1,16 | 0,85 | 1,30 |
| verzerrt um (%) im 25-Prozent-Quantil | monthly annual | -11,26% 1,31 -9,95% 1,29 | -17,92% 1,03 -18,34% 1,04 | |
| Standardabweichung | | 7,65 | 14,87 | 11,41 |
| verzerrt um (%) im 95-Prozent-Quantil | monthly annual | -14,90% 8,99 -16,61% 9,17 | 27,74% 11,64 33,02% 11,18 | |
| Korrelation mit S&P 500 Composite PI | | 0,14 | 0,45 | 0,45 |
| Korr. mit Barclays Gvt./Corp. AAA | | -0,20 | -0,22 | -0,22 |

Die Ergebnisse bezüglich der Mittelwerte, Volatilitäten und Korrelationskoeffizienten der so korrigierten Indexrenditen sind in Tabelle 253 und in Tabelle 254 angegeben.¹⁸⁴ Die (annualisierte) Standardabweichung der FGW (nominal returns, Volatilitätsverhältnis=1,2)-Indexrenditen in vierteljährlicher Periodizität beträgt 12,9964 Prozent und in jährlicher Periodizität 14,8663 Prozent. Diese weichen stark von den (annualisierten) Standardabweichungen der NPI-Indexrenditen in Höhe von 4,46 Prozent bzw. 7,65 Prozent ab. Für eine Einschätzung der Standardabweichungen der NPI-Marktrenditen in vierteljährlicher und jährlicher Periodizität werden weitere Anpassungen der Standardabweichungen vorgenommen. Dazu werden die Ergebnisse aus der Monte Carlo-Studie bezüglich prozentualer Abweichungen der Standardabweichungen der korrigierten Indexrenditen von den Standardabweichungen der Marktrenditen verwendet. Insbesondere der Wert des 95-Prozent-Quantils der Ergebnisverteilungen wird am ehesten für plausibel gehalten. Entsprechend wird die Standardabweichung der Marktrenditen in vierteljährlicher Periodizität auf 10,05 Prozent und in jährlicher Periodizität auf 11,41 Prozent geschätzt. Aufgrund der geringen MAA der korrigierten Indexrenditen von den Marktrenditen werden für eine Einschätzung der Korrelationen zwischen den Marktrenditen der NPI-Gewerbeimmobilien und den Renditen des Aktien- bzw. Anleihemarkts der USA korrigierte NPI-Renditen angewendet. Die Korrelationen zwischen den ursprünglichen bzw. korrigierten NPI-Indexrenditen und den S&P 500-Indexrenditen bzw. Barclays Gvt./Corp. AAA-Indexrenditen sind im Anhang (siehe Abschnitt 9.3) angegeben. Für die Einschätzungen der Mittelwerte von Marktrenditen werden aufgrund der Ergebnisse aus den Monte Carlo-Studien die Mittelwerte der ursprünglichen Indexrenditen angewendet.

¹⁸⁴ Weitere Eigenschaften der korrigierten NPI-Indexrenditen unter Annahme eines Verhältnisses der Standardabweichungen in Höhe von 1,2 wurden nicht errechnet. In den Tabellen im Anhang sind aber weitere Angaben zu dem FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren für ein Volatilitätsverhältnis in Höhe von zwei zu finden.

7.7 Überblick über die Ergebnisse der Evaluierung von Korrekturverfahren

Aus den Monte Carlo-Studien zur Evaluierung der Korrekturverfahren wird das Ergebnis abgeleitet, dass keines der Korrekturverfahren unbedingt zur Anwendung auf die Renditenreihen der bewertungsbasierten Indices IPD UK Monthly Capital Index und NCREIF Appreciation Index geeignet ist. Für die (modifizierten) Bond und Hwang-Korrekturverfahren werden teilweise hohe Kennzahlenwerte errechnet. Das kann damit erklärt werden, dass die korrigierten Indexrenditen im Korrekturprozess instationär (d.h. integriert) werden (Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.); d. h. ihre zeitbedingten Mittelwerte oder Varianzen über alle Grenzen wachsen. Normalerweise sind Indexwerte integriert der Ordnung 1 und ihre Veränderungen, d. h. die Indexrenditen stationär (Vgl. S. 24 ff.).

Obwohl häufig aus den Simulationsdurchläufen der Monte Carlo-Studien Ergebnisse erzielt werden, nach denen die mit den Verfahren von Blundell und Ward, Firstenberg, Ross und Zisler sowie Fisher, Geltner und Webb (nominal returns) korrigierten Indexrenditen weniger stark als die ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen abweichen, werden in einzelnen Simulationsdurchläufen noch stärkere Abweichungen errechnet. Teilweise betragen die Abweichungen der „korrigierten“ Indexrenditen von den Marktrenditen ein Vielfaches der Abweichung der ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen. Entsprechende Ergebnisse werden für die Standardabweichungen und Mittelwerte der Renditenreihen erhalten. Es verbleibt daher eine Unsicherheit, ob im konkreten Anwendungsfall durch ein Korrekturverfahren eine Annäherung an die Marktrenditen erreicht wird oder noch größere Fehler verursacht werden. Es wird daher empfohlen, für eine Einschätzung der Marktrenditen, ihrer Standardabweichung und ihres Mittelwerts die originalen Zeitreihen eines bewertungsbasierten Index zu verwenden oder die mit Korrekturverfahren behandelten Indexrenditen nur zusätzlich in Analysen zu berücksichtigen. Beispielsweise können zusätzlich die FGW (nominal returns)-Indexrenditen in Analysen berücksichtigt werden, für die häufig geringere Abweichungen von den Marktrenditen als für die ursprünglichen Indexrenditen errechnet werden. Jedoch wird vorgeschlagen, die für das FGW (nominal returns)-Korrekturverfahren zu treffende Volatilitätsannahme anzupassen (vgl. Abschnitt 7.6).

8 Zusammenfassung

Im Zuge der Bewertungen von Immobilien entstehen Fehler. Diese können zu Abweichungen der Gutachter-Schätzwerte von den nicht direkt erkennbaren Marktwerten für Immobilien führen. Insbesondere systematische Fehler (sog. „Biases“) werden nicht im Zuge der Querschnittsaggregation von Schätzwerte-Zeitreihen für einzelne Immobilien bei der Berechnung eines bewertungsbasierten Index herausdiversifiziert. Sie verursachen Abweichungen der Indexwerte von den durchschnittlichen Marktwerten auf einem Markt. Spezielle Arten von Biases werden in der Literatur mit sogenannten „Glättungsphänomenen“ - hier als „Bewertungsphänomene“ bezeichnet - in Verbindung gebracht, aus denen sie resultieren. Die Glättungsphänomene beinhalten Problematiken, die teilweise in Zusammenhang mit dem Verhalten von Gutachtern bei Immobilienbewertungen und bei Berechnungen bewertungsbasierter Indices stehen. Sie stehen insbesondere im Verdacht, die Volatilität der Renditen eines bewertungsbasierten Index gegenüber der Volatilität der tatsächlichen Marktrenditen zu reduzieren, d. h. zu „glätten“.

Für die vorliegende Arbeit wurden Monte Carlo-Studien durchgeführt, aus denen Erkenntnisse über die Auswirkungen der Bewertungsphänomene unterschiedlicher Art auf die Darstellung der Wertentwicklung und der Risiken von Immobilienanlagen mittels bewertungsbasierter Indices gewonnen werden. Dabei stand insbesondere die Standardabweichung der Renditen als Risikomaß für die Immobilieninvestments im Fokus der Untersuchungen. In jedem Versuchsdurchlauf einer Monte Carlo-Studie wurden Zeitreihen von Marktwerten und Gutachter-Schätzwerten für eine Masse einzelner Immobilien und einen gesamten Markt simuliert. Dabei wurde die Beziehung zwischen den Gutachter-Schätzwerten und Marktwerten über die durch Bewertungsphänomene verursachten Biases hergestellt. Es wurden mehrere Szenarien durchgespielt für unterschiedliche Ausgestaltungen und Kombinationen der Arten von Glättungsphänomenen, die einen bewertungsbasierten Index beeinflussen. Es zeigt sich, dass die kombinierten Glättungsphänomene eine starke Reduktion der Renditenvolatilität eines bewertungsbasierten Index verursachen können.

Für autokorrelierte Renditenreihen werden unterschiedliche annualisierte Standardabweichungen für unterschiedliche Periodizitäten errechnet, in der die Zeitreihe analysiert

wird. Diese Horizonte effekte werden gewöhnlich vorwiegend oder ausschließlich mit unterschiedlichen Risiken einer Anlage für unterschiedliche Anlagehorizonte interpretiert. Die Ergebnisse aus den Monte Carlo-Studien zeigen jedoch, dass auch die Bewertungsphänomene (scheinbare) Horizonte effekte verursachen, die die Renditenreihen bewertungsbasierter Indices widerspiegeln. Markttrenditen – sofern sie direkt erkennbar wären – würden die Risiken für verschiedene Anlagehorizonte so nicht widerspiegeln. Daher besteht die Gefahr einer Fehleinschätzung der Risiken von Immobilienanlagen für verschiedene Anlagehorizonte bei Nichtberücksichtigung der Auswirkungen von Bewertungsphänomenen auf die Zeitreihe eines bewertungsbasierten Index. Die Ergebnisse der Monte Carlo-Studien zeigen aber auch, dass die Auswirkungen der Bewertungsphänomene auf die Autokorrelationsstruktur und die Standardabweichung der Indexrenditen in höherer Periodizität zunehmend reduziert werden. Auch die Autokorrelation in den Markttrenditen selbst wird in höherer Periodizität verringert. Dadurch wird die Prognostizierbarkeit der Volatilität der Markttrenditen aus der Volatilität der Indexrenditen für längere Anlagehorizonte tendenziell verbessert. Ein gegenläufiger Effekt ergibt sich dadurch, dass mit wachsender Periodizität die Anzahl der Beobachtungen (d.h. Renditen) einer Zeitreihe sinkt, wodurch die Qualität der Prognosen der Anlagerisiken für längere Anlagehorizonte abnimmt. Insgesamt ist für mittel- bis langfristige Anlagezeiträume eine genauere Einschätzung der Anlagerisiken aus den Indexrenditen möglich als für kurzfristige Anlagezeiträume. Schließlich werden optimale Periodizitäten für Analysen der Renditenreihen des IPD UK Monthly Capital Index und des NCREIF Appreciation Index ermittelt, bei denen die Standardabweichungen der Indexrenditen wahrscheinlich nur vergleichsweise gering von den Standardabweichungen der unbeobachtbaren Markttrenditen abweichen. Auf dieser Grundlage wird vorgeschlagen, zur Einschätzung der allgemeinen (d.h. unter Vernachlässigung der Anlagehorizonte individueller Anleger) Risiken von Anlagen in UK IPD-Gewerbeimmobilien die annualisierte Standardabweichung der IPD UK Monthly Capital-Indexrenditen in zweijährlicher Periodizität und zur Einschätzung der allgemeinen Risiken von U.S. NCREIF-Gewerbeimmobilien die annualisierte Standardabweichung der NCREIF Appreciation-Indexrenditen in fünfjährlicher Periodizität anzuwenden.

Insbesondere wird das Ergebnis erhalten, dass für kürzere Anlagehorizonte eher Intervallprognosen als Punktprognosen der Volatilitäten von Markttrenditen aus den Volatilitäten von Renditen bewertungsbasierter Indices möglich sind.

Weiterhin wurde untersucht, ob aus der Anwendung der in der Literatur vorgeschlagenen Korrekturverfahren (sog. „Entglättungsverfahren“) auf die Renditenreihen bewertungs-basierter Indices die latenten Marktrenditen erkennbar gemacht werden können. Die Untersuchungen haben zunächst ergeben, dass aus den Anwendungen der Korrekturverfahren auf die Zeitreihe des IPD UK Monthly Capital Index und des NCREIF Appreciation Index sehr unterschiedliche „korrigierte“ Renditenreihen erzielt werden. Diese können aber nicht alle zugleich den tatsächlichen Marktrenditen entsprechen.

Zusätzlich wurde die Stabilität der Korrekturverfahren analysiert, indem die Verfahren jeweils auf unterschiedliche rollierende und wachsende Zeitbereiche einer Zeitreihe von Indexrenditen angewendet worden sind. Anhand mehrerer Kennzahlen zeigt sich, dass aus der Anwendung einiger Korrekturverfahren keine stabilen Ergebnisse für die unterschiedlichen Ausschnitte einer Zeitreihe erzielt werden. Daraus wird die Schlußfolgerung gezogen, dass die korrigierten Indexrenditen nicht den Marktrenditen entsprechen können.

Schließlich wurden für eine Evaluierung der Korrekturverfahren weitere Monte Carlo-Studien durchgeführt. In jedem Simulationsdurchlauf einer Monte Carlo-Studie wurden Zeitreihen von Marktwerten für eine Masse einzelner Immobilien und einen Markt simuliert, der Prozess des Einflusses von Bewertungsfehlern auf Zeitreihen von Gutachter-Schätzwerten nachgebildet und die Korrekturverfahren auf querschnittsaggregierte Zeitreihen von Gutachter-Schätzwerten, die Indexzeitreihen darstellen, angewandt. Die Fähigkeiten der Korrekturverfahren wurden durch einen Vergleich der simulierten Marktrenditen für einen Markt mit den korrigierten Indexrenditen überprüft. Im Idealfall sollten die „korrigierten“ Indexrenditen mit den Marktrenditen übereinstimmen. Dieses Ergebnis konnte jedoch kein Korrekturverfahren erzielen. Stattdessen weichen die mit den unterschiedlichen Verfahren behandelten Indexrenditen häufig noch stärker als die ursprünglichen Indexrenditen von den Marktrenditen ab. Insgesamt wird die Schlußfolgerung gezogen, dass für eine Einschätzung der Wertentwicklung und der Risiken von Immobilienanlagen hauptsächlich die Ursprungszeitreihen der bewertungsbasierten Indices verwendet werden sollten. Es kann aber sinnvoll sein, die mit einem „Entglättungsverfahren“ behandelten Indexrenditen ergänzend in Analysen zu berücksichtigen.

9 Anhang

9.1 Exkurs: Die aus Gutachter-Schätzwerten und Transaktionsdaten von NCREIF-Immobilien (USA) errechneten Indices „Transactions Based Index“ (TBI) und „Constant Liquidity Index“ (CLI)

Die folgende Beschreibung der Konstruktionsweisen und Eigenschaften eines „Transactions Based Index (TBI)“ und eines „Constant Liquidity Index (CLI)“ basiert hauptsächlich auf Fisher, Gatzlaff, Geltner und Haurin (2003) sowie Fisher, Geltner und Pollakowski (2006). Teilweise werden Textstellen aus diesen Quellen hier zitiert und teilweise auch frei ins Deutsche übersetzt übernommen. Insbesondere werden hier die Gleichungen und Notationen aus Fisher et al. (2003) und Fisher et al. (2006) überwiegend unverändert übernommen. Auch Ergebnisse einer Präsentation von Fisher, Geltner und Pollakowski (2005) werden vorgestellt. Informationen und insbesondere Zeitreihen des TBI und des CLI sind auf den Internetseiten von NCREIF verfügbar. Ergebnisse eigener Analysen dieser werden hier vorgestellt.

Nach Angaben in Fisher et al. (2006) wird die Zeitreihe des Transactions Based Index aus Transaktionspreisen und Schätzwerten für NCREIF-Immobilien konstruiert.¹⁸⁵ Sie wird durch die Commercial Real Estate Data Laboratory am MIT Center for Real Estate seit 2006 produziert (Fisher et al. 2006, S. 3, F. 2). Indexwerte wurden bis 1984 zurückgerechnet (Fisher et al. 2006, S. 1). Die Zeitreihe des TBI wird vierteljährlich innerhalb der letzten 45 Tage eines Quartals aktualisiert.¹⁸⁶ Neben Indices für Gesamtrenditen und Preisänderungen der NCREIF-Gewerbeimmobilien werden weitere Indices differenziert nach Hauptgruppen von Gewerbeimmobilien (Office, Industrial, Retail und Apartment) für den zurückliegenden Zeitraum bis 1994 veröffentlicht (Fisher et al. 2006, S. 1 u. 5). Bei der Konstruktion der

¹⁸⁵ Es wurde also die Bezeichnung „Transactions Based Index“ gewählt, obwohl neben den Transaktionspreisen auch die Schätzwerte aus den Bewertungen aller NPI-Immobilien für die Indexberechnung verwendet werden. Vgl. dazu auch Fisher et al. (2006, S. 5).

¹⁸⁶ Hier wird vermutet, dass die TBI-Zeitreihe daher durch das Phänomen der nicht-synchronen Bewertungen verzerrt wird. Außerdem wird der Index möglicherweise dadurch verzerrt, dass der Zeitpunkt der Festlegung des Transaktionspreises und der Zeitpunkt der Immobilienbewertung (d. h. der aktuellste Zeitpunkt der Ermittlung eines Schätzwerts) auseinander fallen können.

Indices aus Transaktionsdaten werden nach Behauptung von Fisher et al. (2006, S. 1 u. 4) die bei Bewertungen von Immobilien durch Gutachter entstehenden Ursachen von Glättung (d.h. die Bewertungsphänomene) vermieden. Neben den Transactions Based Indices, deren Werte durch die typischerweise auf Immobilienmärkten auftretende variable und prozyklische Liquidität beeinflusst werden,¹⁸⁷ wird auch ein Constant Liquidity Index nach der Methode von Fisher et al. (2003) konstruiert (Fisher et al. 2006, S. 1 u. 5). Dieser soll aufzeigen, welche Preise im Zeitverlauf auf dem betrachteten Immobilienmarkt bei konstanter Liquidität zu beobachten gewesen wären.¹⁸⁸ Die Volatilität der Renditenreihe des CLI soll nach Behauptung eher als die des TBI für einen Vergleich mit den Volatilitäten der Renditenreihen von Anlagen anderer Anlageklassen und Analysen von Portfolios mit gemischten Anlagen mehrerer Anlageklassen geeignet sein (Fisher et al. 2003, S. 3). Die Erklärungen dazu von Fisher et al. (2003) und Fisher et al. (2006) werden hier so verstanden, dass die Volatilität der TBI-Renditen unterschiedliche Liquiditätsphasen auf dem privaten Markt nicht „einpreist“.¹⁸⁹ Dies soll jedoch der CLI gewährleisten, vergleichbar zu Indices für Wertentwicklungen auf öffentlichen Märkten gehandelter Anlagen (z. B. börsenfähige Aktien und Anleihen). Dies wird hier damit erklärt, dass sich Illiquidität auf einem privaten (Immobilien-) Markt möglicherweise eher in längeren Wartezeiten (gemeint ist die sog. „Time on the Market“) zwischen dem Exposure (d. h. Angebot) der Immobilie und ihrem Verkauf niederschlägt und nicht in starken Preisschwankungen. Dagegen können börsenfähige Anlagen (wie z. B. Aktien und Anleihen) gewöhnlich auch unter schwierigen

¹⁸⁷ Pro-zyklische variable Liquidität bedeutet, dass mit steigenden (bzw. sinkenden) Marktpreisen eine zunehmende (bzw. abnehmende) Liquidität einhergeht. Vgl. Fisher et al. (2006, S. 7 f.).

¹⁸⁸ Fisher et al. (2003, S. 4) definieren Liquidität wie folgt: „*Define liquidity in a private asset market as the rate of asset transaction volume, the inverse [of] the expected time-on-the-market for a representative asset sale.*“

¹⁸⁹ Fisher et al. (2003, S. 3) erklären: „An important motivation for the development of a constant-liquidity price index is for use in mixed-asset portfolio analysis. Investors interested in holding private assets such as real estate in combination with publicly-traded assets such as stocks and bonds need a method to compare the risk across the asset classes. The volatility observed in securities markets indices reflects an ability to sell investments quickly in all market conditions (‘constant liquidity’). The volatility reflected in private market transaction prices reflects an ‘apples-vs-oranges’ distinction between transaction prices observed in up-markets and in down-markets. The up-market prices reflect an ability to sell more assets, more quickly and easily, than the down-market prices. The constant-liquidity price index adjusts for this difference [...]

The constant-liquidity price index collapses two dimensions of market functionality from the asset owners’ perspective, price and expected time-on-the-market, onto a single dimension, liquidity-adjusted price.“

Marktbedingungen unverzüglich auf öffentlichen Märkten gehandelt werden. Bei Illiquidität sind daher starke Preisausschläge festzustellen, die sich auch in der Volatilität der Renditenreihen von Indices für den entsprechenden Markt widerspiegeln.

Für die Konstruktion des Constant Liquidity Index spielten also folgende Überlegungen eine Rolle: Um jederzeit eine hohe Liquidität auf einem Immobilienmarkt zu gewährleisten, müssten die Verkäufer der Immobilien den Zahlungsbereitschaften der Nachfrager nachgeben.¹⁹⁰ Nach Fisher et al. (2006) wird daher ein Constant Liquidity Index durch die Identifikation der Bewegungen der sog. „Reservationspreise“ der Nachfragerseite eines Immobilienmarkts im Zeitverlauf erzielt. Fisher et al. (2003, S. 5) beschreiben den (für Außenstehende nicht direkt erkennbaren) Reservationspreis als den Preis, bei dem ein Käufer bzw. Verkäufer die Suche nach einem geeigneten Transaktionspartner abbricht bzw. bestehende Verhandlungen abschließt und einem Erwerb bzw. einer Veräußerung der Immobilie zu diesem Preis zustimmt.¹⁹¹ Fisher et al. (2003, S. 5 f.) gehen davon aus, dass unterschiedliche Marktteilnehmer auch unterschiedliche Reservationspreise für vergleichbare Immobilien haben.¹⁹² Die Abbildung 14 zeigt mögliche Verteilungen der latenten Reservationspreise von Käufern (links) einerseits und Verkäufern (rechts) andererseits und mögliche Szenarien für ihre prozyklischen zeitlichen Verschiebungen.¹⁹³ Wie aus der Abbildung 14 ersichtlich ist, gehen Fisher et al. (2003, S. 5 f.) davon aus, dass Verkäufer ihre Immobilien (in der Tendenz) eher höher bewerten als (potenzielle) Käufer.

¹⁹⁰ Vgl. Fisher et al. (2003, S. 41, Endnote 9): „Asset owners must sell to buyers, hence, it is the buyers who determine the prices that are required to maintain a constant ‘ease of selling’ (or constant expected time-on-the-market for sellers).“

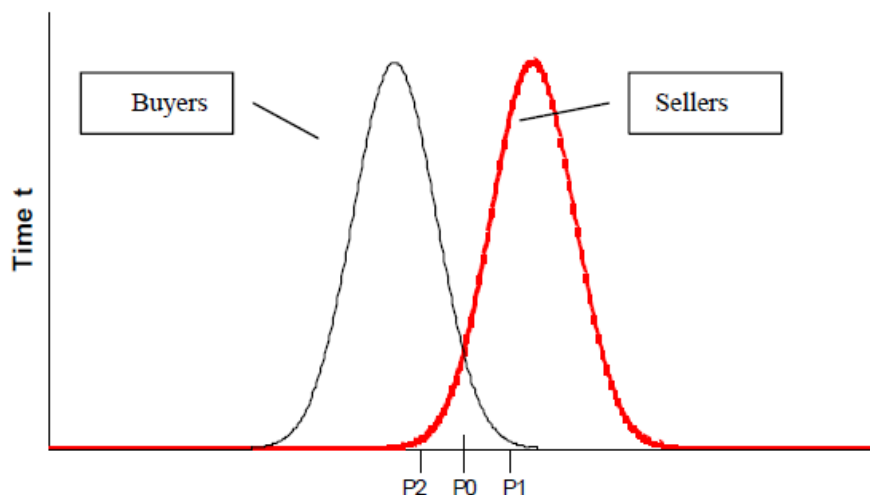
¹⁹¹ Fisher et al. (2003, S. 5) definieren: „The reservation prices are the prices at which potential buyers and sellers stop negotiating or searching for a better deal and consummate a transaction.“

¹⁹² Fisher et al. (2003, S. 5 f.) erklären: „Property characteristics differ, but by using the hedonic price technique, properties can be compared in a constant-quality framework. Even in this framework, reservation prices differ among owners, and also among potential buyers of the assets. This dispersion is due to heterogeneity within the populations of potential buyers and sellers. The heterogeneity may reflect different abilities to profit from the asset, different knowledge about the asset, different perceptions about the nature of the asset market, or different search costs and value of time.“

¹⁹³ Eine pro-zyklische Veränderung der Liquidität finden Fisher et al. (2003, S. 18) auch aus der empirischen Analyse von Daten über NCREIF-Immobilien: „The percentage of properties sold varied from a low of 4.5% in 1992 at the bottom of the cycle to 17.9% in 1997 during the upsurge prior to the subsequent peak.“

Sowohl das Transaktionsvolumen als auch der Bereich möglicher Transaktionspreise werden durch den Überlappungsbereich der beiden Reservationspreisverteilungen festgelegt.¹⁹⁴

Abbildung 14 A: Zeitliche Verschiebungen der Reservationspreisverteilungen von Käufern und Verkäufern verursachen variable Umsätze



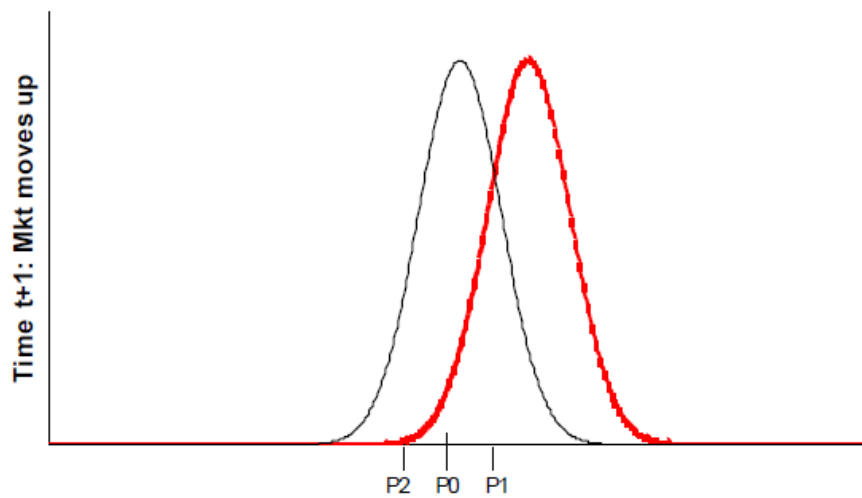
Quelle: Abbildung 1 in Fisher et al. (2003, S. 29)

Im Konjunkturaufschwung (bzw. bei steigenden Immobilienpreisen) wird der Überschneidungsbereich der Reservationspreisverteilungen und damit auch das Transaktionsvolumen (d. h. die Liquidität) durch eine stärkere Verschiebung der Reservationspreisverteilung der Käuferseite erhöht (Panel B gegenüber Panel A).

¹⁹⁴ Fisher et al. (2003, S. 7) erklären: „The expected market price is roughly indicated by the midpoint of the overlap region (which varies over time). The degree of liquidity is roughly indicated by the size of the overlap region, the larger region corresponding to a greater number of compatible transaction partners, hence a larger percentage of consummated sales.“

Weiterhin erklären Fisher et al. (2003, S. 40, Endnote 6): „Not all buyers and sellers in the overlap region will transact within any given period of time. Rather, all buyers and sellers with reservation prices in this region have a possibility of achieving a match. The overlap region is not a distribution of the expected transaction prices. In some pairings within the overlap region these two parties' reservation prices will be very close and there won't be much room for negotiation, while in other pairings the two reservation prices could be quite far apart (i.e., a buyer from far up to the right end of the overlap region deals with a seller from far down to the left end of the overlap region).“

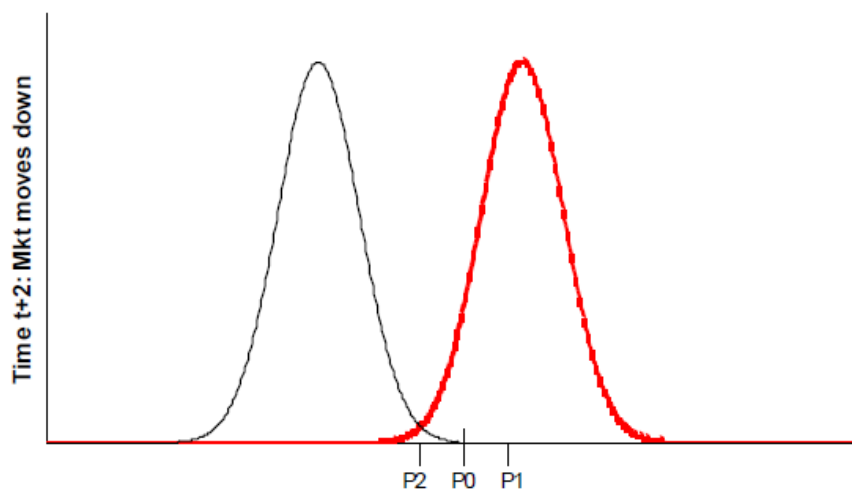
Panel B Hohe Transaktionspreise und Transaktionsvolumina im Konjunkturaufschwung



Quelle: Abbildung 1 in Fisher et al. (2003, S. 29)

In der Rezession (bzw. bei sinkenden Immobilienpreisen) wird dagegen der Überschneidungsbereich der Reservationspreisverteilungen verringert (Panel C gegenüber Panel A).

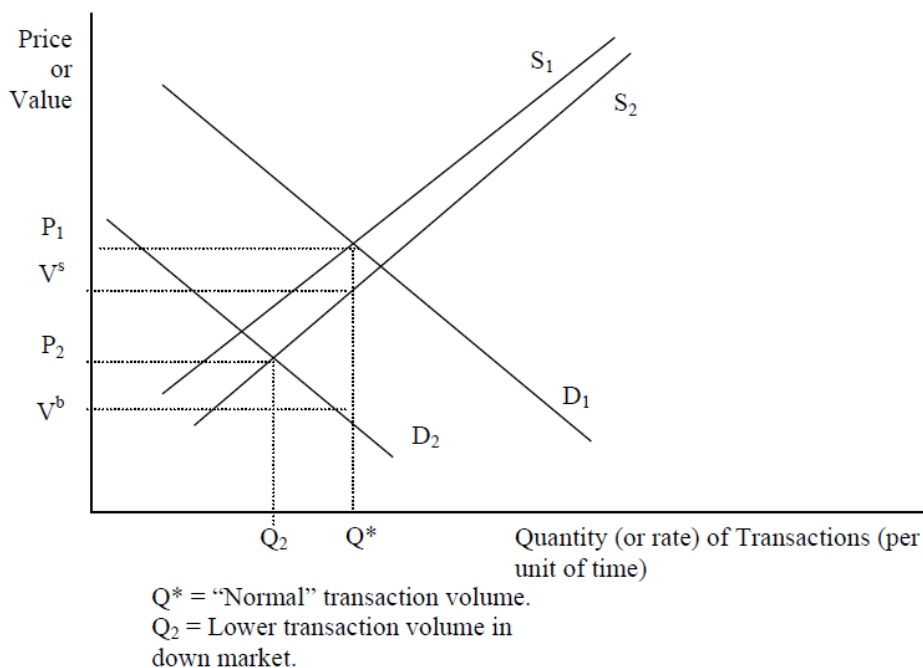
Panel C Geringe Transaktionspreise und Transaktionsvolumina im Konjunkturabschwung



Quelle: Abbildung 1 in Fisher et al. (2003, S. 29)

Verschiedene makroökonomische Einflussfaktoren können Verschiebungen der Verteilungen der Reservationspreise der Käuferseite einerseits und Verkäuferseite andererseits in unterschiedlichem Ausmaß verursachen und so systematische Veränderungen der Marktwerte bzw. Transaktionspreise und des Transaktionsvolumens bzw. der Liquidität verursachen (Vgl. Fisher et al. 2003, S. 6).

Abbildung 15 Veränderung des Marktgleichgewichts bei stärkerer Verschiebung der Nachfrager-Reservationspreise als der Anbieter-Reservationspreise



P_2 = Beobachteter Transaktionspreis, V^b = Wertschätzung der Käufer (CLI), V^s = Wertschätzung der Verkäufer, Quelle: Abbildung 2 in Fisher et al. (2003, S. 30)

Abbildung 15 zeigt eine steigende Angebots- und sinkende Nachfragefunktion für ein auf einem privaten Markt gehandeltes (Anlage-)Gut, wie sie kumulativen Reservationspreisverteilungen entsprechen könnte. Sie wurde ebenfalls aus Fisher et al. (2003, S. 30) übernommen. Ausgehend vom ursprünglichen Marktgleichgewicht (P_1, Q^*) stellt sich bei Verschiebungen der Angebots- und Nachfragekurven ein neues Marktgleichgewicht mit verändertem Gleichgewichtspreis und gleichgewichtigem Transaktionsvolumen (P_2, Q_2) ein. Für eine Aufrechterhaltung des Transaktionsvolumens Q^* (d. h. einer konstanten Liquidität) wäre es erforderlich, dass die Verkäufer Immobilien (mit vergleichbaren Ausprägungen hedonischer Eigenschaften) zu dem Reservationspreis der Käufer V^b verkaufen. Der

Constant Liquidity Index wird daher unter Berücksichtigung der zeitlichen Entwicklung der Reservationspreise der Nachfragerseite erstellt. Wie aus Abbildung 15 ersichtlich ist, ist V^b geringer als P_2 . In der logischen Konsequenz ergibt sich, dass ein Constant Liquidity Index eine höhere Volatilität als sein zugehöriger Variable Liquidity Index (d. h., gemeint ist der Transaction Based Index) aufweist.¹⁹⁵

Im Folgenden werden die Konstruktionsweisen der Variable und Constant Liquidity Indices beschrieben, die auf einer erweiterten Methode von Clapp und Giacotto (1992) basieren (Fisher et al. 2006, S. 1). Dabei werden im Rahmen eines hedonischen Preismodells neben den Transaktionspreisen der gehandelten Immobilien als zu erklärende Variable auch die zugehörigen und jeweils aktuellsten Schätzwerte (aufgefasst als Konglomerate hedonischer Variablen) als erklärende Variable verwendet.¹⁹⁶ Zusätzlich werden Dummy-Variablen für jede der einzelnen Perioden, für die ein Indexwert errechnet wird, in das Modell aufgenommen. Die zu den Dummy-Variablen gehörenden geschätzten Werte von Regressionskoeffizienten spiegeln die Differenzen zwischen den Transaktionspreisen und durch die Bewertungsphänomene verzerrten Schätzwerten, differenziert nach Perioden, wider.

Bei der Konstruktion des TBI ist zu vermeiden, dass ein Sample-Selection-Bias entsteht. Diese Möglichkeit besteht, da die Eigenschaften der gehandelten Immobilien (für die Transaktionspreise vorliegen) systematisch von den Eigenschaften aller NCREIF-Immobilien (für die Schätzwerte vorliegen) abweichen können. Der TBI soll aber die Preisveränderungen aller NCREIF-Immobilien widerspiegeln. Um einen Sample-Selection-Bias zu vermeiden, wird daher ein Verfahren von Heckman (1979) angewandt, mit dem der Transaktionspreis und die Wahrscheinlichkeit für das Zustandekommen einer Transaktion modelliert werden (Fisher et al. 2006, S. 8). Durch die Modellierung des Transaktionspreises und der Transaktionswahrscheinlichkeit ist es auch möglich, getrennte Reservationspreis-

¹⁹⁵ Vgl. Fisher et al. (2003, S. 8): „In either direction, it is clear that the observed transaction price movement (between P_1 and P_2) is less than the implied constant-liquidity value movement (between P_1 and V_b) as long as the variation in transaction volume (‘Q’) is pro-cyclical (that is, greater volume when the market moves up).”

¹⁹⁶ Bei der Berechnung eines transaktionsbasierten Index mit einem hedonischen Verfahren wird der Heterogenität der Ausprägungen preisrelevanter Merkmale von Immobilien bzw. Anlagen Rechnung getragen.

Gleichungen für die Käuferseite und die Verkäuferseite eines Markts zu modellieren (Fisher et al. 2006, S. 8). Aus den Immobilienbewertungen (d. h. Reservationspreisen) der Nachfragerseite für unterschiedliche Zeitpunkte ergibt sich daher der Constant Liquidity Index. Dies ist damit zu begründen, dass konstante Liquidität auf einem Immobilienmarkt vorherrschen würde, wenn die Verkäufer bereit wären, zu den Reservationspreisen der Käufer zu verkaufen.

Die Reservationspreise der Population potenzieller Käufer modellieren Fisher et al. (2006, S. 8) wie folgt:¹⁹⁷

$$RP_{it}^b = \sum \alpha_j^b X_{ijt} + \sum \beta_t^b Z_t + \varepsilon_{it}^b \quad (108)$$

Die Reservationspreise der Population potenzieller Verkäufer modellieren Fisher et al. (2006, S. 9) wie folgt:

$$RP_{it}^s = \sum \alpha_j^s X_{ijt} + \sum \beta_t^s Z_t + \varepsilon_{it}^s \quad (109)$$

Die Variablen in diesen Gleichungen werden wie folgt definiert (Fisher et al. 2006, S. 9):

- RP_{it}^b, RP_{it}^s : Natürlicher Logarithmus des Reservationspreises eines Käufers (gekennzeichnet durch den oberen Index b für buyer) bzw. Verkäufers (gekennzeichnet durch den oberen Index s für seller) für die Anlage (d. h. Immobilie) i im Zeitpunkt t . Der Reservationspreis ist der Preis, bei dem Agenten ihre Suche beenden bzw. Verhandlungen abschließen und in den Preis einwilligen.
- $\varepsilon_{it}^b, \varepsilon_{it}^s$: Normal-verteilte Zufallsfehler mit Mittelwert null, die die Heterogenität in den Populationen der Käufer und Verkäufer widerspiegeln.
- X_{ijt} : Vektor¹⁹⁸ mit einer Anzahl j Anlage-spezifischer, bewertungsrelevanter Charakteristika der Immobilien (d. h., es handelt sich um die hedonischen Variablen).

¹⁹⁷ Die Notation aus Fisher et al. (2003) bzw. Fisher et al. (2006) wird hier unverändert übernommen.

¹⁹⁸ Anmerkung: Es müsste sich um eine Matrix handeln und nicht, wie von Fisher et al. (2006, S. 9) angegeben, um einen Vektor.

Eine zeitliche Variation der Variablenwerte (z. B. das Immobilienalter) ist möglich (Fisher et al. 2003, S. 10).

- Z_t : Vektor mit null/eins Dummy-Variablen für die unterschiedlichen Perioden t (Z_t ist gleich eins in Quartal t und null in Quartal $s \neq t$).

Die im Zeitverlauf gehandelten Immobilien auf einem Immobilienmarkt können systematische Qualitätsunterschiede aufweisen. Transaktionsbasierte Indices sollen aber ausschließlich die Wertveränderungen auf einem Immobilienmarkt im Zeitverlauf aufgrund der Veränderungen relevanter makroökonomischer Einflussfaktoren widerspiegeln. Bei der Berechnung eines transaktionsbasierten Index aus Transaktionspreisen einer Masse einzelner Immobilien ist daher die Steuerung der unterschiedlichen Qualitäten der Immobilien erforderlich. Bei der Berechnung eines transaktionsbasierten Index mittels eines hedonischen Verfahrens werden dazu die Ausprägungen der hedonischen (d. h. wertrelevanten) Eigenschaften (z. B. die Größe, das Alter, der Ort der Immobilien) verwendet. Fisher et al. (2006, S. 9) fassen diese in der Matrix X_{ijt} zusammen. Diese wertrelevanten Eigenschaftsausprägungen werden aber auch bei den Bewertungen von Immobilien berücksichtigt und sind daher nach Clapp und Giacotto (1992) ebenfalls in dem jüngsten Schätzwert A_{it} für eine Immobilie zusammengefasst (Vgl. Fisher et al. 2006, S. 10).

Die Gleichungen (108) und (109) werden dadurch wie folgt verändert:

$$RP_{it}^b = \alpha^b A_{it} + \sum \beta_t^b Z_t + \varepsilon_{it}^b \quad (110)$$

und

$$RP_{it}^s = \alpha^s A_{it} + \sum \beta_t^s Z_t + \varepsilon_{it}^s \quad (111)$$

mit

- A_{it} : Natürlicher Logarithmus des Gutachter-Schätzwerts für die Anlage (d. h. Immobilie) i im Zeitpunkt t .

Der Skalarwert A_{it} reflektiert sowohl die Streuung einer systematischen Preiskomponente (d. h., die den Immobilien des Markts gemeinsam zugrunde liegenden Einflussfaktoren auf den Preis) im Querschnitt als auch über die Zeit. Die (idiosynkratische) Streuung in der Verteilung der Reservationspreise einzelner Käufer bzw. Verkäufer wird durch die Residuen ε_{it}^b bzw. ε_{it}^s erfasst. Die Residuen spiegeln nicht erkennbare Charakteristika der Parteien und

ihre Wahrnehmung der Immobilien wider (Fisher et al. 2006, S. 10). Sie regieren die Varianz in den Reservationspreisverteilungen (siehe Abbildung 14) und die Steigung der Angebots- und Nachfragekurven (siehe Abbildung 15) (Fisher et al. 2003, S. 10).

Die zu den Dummy-Variablen Z_t gehörenden Koeffizienten β_t^b und β_t^s spiegeln eine zeitlich bedingte, systematische Differenz zwischen Schätzwerten und Reservationspreisen wider.¹⁹⁹ Sie können als zeitlich variierende Koeffizienten aufgefasst werden (Fisher et al. 2006, S. 10). Durch die Koeffizienten α^b, β_t^b und α^s, β_t^s wird der Abstand der zentralen Tendenz der Verteilung der Reservationspreise der Käuferseite RP_{it}^b von der zentralen Tendenz der Verteilung der Reservationspreise der Verkäuferseite RP_{it}^s beeinflusst und damit auch die Schnittmenge der beiden Verteilungen. Da die Abweichung des Mittelwerts der Verteilung der Reservationspreise der Verkäufer $\alpha^s A_{it} + \sum \beta_t^s Z_t$ von dem Mittelwert der Verteilung der Reservationspreise der Käufer $\alpha^b A_{it} + \sum \beta_t^b Z_t$ zeitlich variiert, verändern sich auch die Überschneidungsbereiche der beiden Reservationspreisverteilungen und die Transaktionswahrscheinlichkeiten über die Perioden.

Damit eine Immobilie i in einer Periode t gehandelt wird, muss der Reservationspreis eines Käufers mindestens dem Reservationspreis des Verkäufers entsprechen, d. h. $RP_{it}^b \geq RP_{it}^s$. In diesem Fall vereinbaren die Parteien einen Transaktionspreis P_{it} (Fisher et al. 2006, S. 11):

$$P_{it} = \begin{cases} \text{beobachtbar, falls } RP_{it}^b - RP_{it}^s \geq 0 \\ \text{unbeobachtbar, falls } RP_{it}^b - RP_{it}^s < 0 \end{cases} \quad (112)$$

Der vereinbarte Transaktionspreis für eine Immobilie muss innerhalb der Spanne der beiden latenten Reservationspreise der Käufer- und Verkäuferseite liegen (Fisher et al. 2003, S. 6 u. 11):

¹⁹⁹ Fisher et al. (2003, S. 10 f.) erklären: „Movements in the market over time are reflected in the two vectors of β_t coefficients, both movements that are common across buyers and sellers, and differential movements between the two sides of the market. The differences between the β_t^b and β_t^s coefficients reflect the difference in the responsiveness of buyers and sellers to the market's cycle, consistent with the model of variable-liquidity presented in the previous section. For example, if sellers 'move' (in the sense of adjusting their reservation prices) more slowly than buyers, then the changes in the β_t^s coefficients tend to lag behind the changes in the β_t^b coefficients. The interactions of β_t^b and β_t^s over time produce the observed market-wide price movements. Movements in constant-liquidity market values can be identified by tracking the movements in the buyers' reservation price distribution alone, and thus reflect only β_t^b , not β_t^s .“

$$RP_{it}^s \leq P_{it} \leq RP_{it}^b \quad (113)$$

Fisher et al. (2006, S. 12) folgen für ihr Modell Fisher et al. (2003, S. 11) in der Annahme, dass Transaktionspreise vereinbart werden, die jeweils dem Mittelwert ihrer zugehörigen beiden Reservationspreise entsprechen.²⁰⁰ Daher gilt unter zusätzlicher Berücksichtigung von (110) und (111) für den erwarteten Transaktionspreis einer Immobilie i im Zeitpunkt t (Fisher et al. 2006, S. 12):

$$E[P_{it}] = \frac{1}{2}(\alpha^b + \alpha^s)A_{it} + \frac{1}{2} \sum_t (\beta_t^b + \beta_t^s) Z_t + \frac{1}{2} E[(\varepsilon_{it}^b + \varepsilon_{it}^s) | RP_{it}^b \geq RP_{it}^s] \quad (114)$$

Daraus kann folgende Regressionsgleichung erhalten werden (Fisher et al. 2006, S. 13):

$$P_{it} = aA_{it} + \sum_t \beta_t Z_t + (\varepsilon_{it} | RP_{it}^b \geq RP_{it}^s) \quad (115)$$

mit $a = \frac{1}{2}(\alpha^b + \alpha^s)$, $\beta_t = \frac{1}{2}(\beta_t^b + \beta_t^s)$ und $\varepsilon_{it} = \frac{1}{2}(\varepsilon_{it}^b + \varepsilon_{it}^s)$

Der Term $\frac{1}{2} E[(\varepsilon_{it}^b + \varepsilon_{it}^s) | RP_{it}^b \geq RP_{it}^s]$ bzw. der Mittelwert von $(\varepsilon_{it} | RP_{it}^b \geq RP_{it}^s)$ kann aufgrund der Bedingung, dass der Reservationspreis des Käufers höher als der Reservationspreis des Verkäufers sein muss, ungleich null sein (Fisher et al. 2003, S. 12).²⁰¹ Bei Anwendung der Methode der Kleinsten Quadrate würden daher für die Regressionsgleichung (115) verzerrte Koeffizientenwerte geschätzt. Wie von Fisher et al. (2003, S. 12) beschrieben, kann dieser Sample Selection Bias durch Anwendung des weithin

²⁰⁰ Fisher et al. (2003, S. 11) erklären: „The transaction price must lie in the range between the buyer's and seller's reservation prices, both of which are unobserved. The exact price depends on the outcome of a negotiation and on the strategies and bargaining power of the two parties--a topic beyond the scope of this paper. We assume that the transaction price will equal the midpoint between the buyer's and seller's reservation prices.“ Weiterhin führen Fisher et al. (2003, S. 41, Endnote 11) aus: „Our assumption of trades at the midpoint is more realistic than the assumption used in many previous studies in the real estate literature that all trades are at the buyer's offer price. It is also consistent with Wheaton's (1990) assumption in his search model of the housing market.“

²⁰¹ Eine Stichprobe, bei der Ausprägungen der zu erklärenden Variable (hier der Transaktionspreis) nur für einige der Beobachtungen (hier Immobilien) vorhanden sind, wird als zensierte Stichprobe bezeichnet (Vgl. Gujarati 2009). Das Modell wird als Tobit-Modell oder zensiertes Regressionsmodell bezeichnet.

bekannten Heckman-Verfahrens behoben werden.²⁰² Das Heckman-Verfahren ist ein zweistufiges Schätzverfahren. Die erste Stufe beinhaltet die Schätzung eines Probit-Modells (Gujarati 2009). Im konkreten Fall werden die Transaktionswahrscheinlichkeiten für Immobilien geschätzt (Fisher et al. 2006, S. 13).²⁰³ In der zweiten Stufe wird das Tobit-Modell unter Hinzufügung einer Variablen geschätzt, die als „inverse Mills-Ratio“ oder „Hazard-Rate“ bezeichnet wird und aus der Probit-Schätzung hergeleitet wird (Gujarati 2009). Im konkreten Fall beinhaltet das Tobit-Modell die hedonische Preisgleichung. Im Kontext der Berechnung eines transaktionsbasierten Index nach der Methode von Fisher et al. (2006) ermöglicht das Heckman-Verfahren auch die Identifikation der Reservationspreise für Immobilien, differenziert nach Käufer- und Verkäuferseite.

Sofern der latente Reservationspreis des Käufers RP_{it}^b für eine Immobilie i in einer Periode t höher ist als der Reservationspreis des Verkäufers RP_{it}^s , wird nach Annahme eine Transaktion beobachtet. Fisher et al. (2006, S. 14) definieren die Variable S_{it}^* :

$$S_{it}^* = RP_{it}^b - RP_{it}^s, \quad (116)$$

S_{it}^* ist nur latent vorhanden, jedoch muss bei Zustandekommen einer Verkaufsvereinbarung gelten: $S_{it}^* \geq 0$. Beobachtet wird also nicht der Wert von S_{it}^* , sondern nur eines der beiden Ereignisse {Transaktion, keine Transaktion}, beschrieben durch die dichotome Variable S_{it} mit

$$S_{it} = \begin{cases} 1, & \text{falls } S_{it}^* \geq 0 \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \quad (117)$$

²⁰² Vgl. auch Heckman (1979). Grundsätzlich können zensierte Regressionsmodelle auch mit der Maximum Likelihood-Methode geschätzt werden. Das Heckman-Verfahren ist möglicherweise einfacher zu implementieren und liefert konsistente Parameterschätzwerte. Allerdings sind diese nicht so effizient wie Maximum Likelihood-Schätzungen (Vgl. Gujarati 2009). Heutzutage sind aber viele statistische Software-Pakete mit der Maximum Likelihood-Routine ausgestattet, so dass auf die Anwendung des zweistufigen Heckman-Verfahrens verzichtet werden kann (Vgl. Gujarati 2009).

²⁰³ Fisher et al. (2003, S. 12) führen zu dem Modell aus: „*This sample selection bias problem can be corrected by a procedure developed by Heckman (1979). Our model is a partial observability model of the type referred to as a censored regression model with a stochastic and unobserved threshold (Maddala 1985). The data are censored, not truncated, under the assumption that the characteristics of both sold and unsold assets are observed. The threshold (seller reservation price) is not observed, and it contains a stochastic term.*“

Fisher et al. (2006, S. 14) setzen in (116) die Reservationspreisgleichungen (110) und (111) ein, so dass folgt:

$$S_{it}^* = (\alpha^b - \alpha^s)A_{it} + \sum (\beta_t^b - \beta_t^s)Z_t + (\varepsilon_{it}^b - \varepsilon_{it}^s) \quad (118)$$

Fisher et al. (2006, S. 14) übernehmen von Fisher et al. (2003) die Notationen: $\omega = \alpha^b - \alpha^s$, $\gamma_t = \beta_t^b - \beta_t^s$ und $\eta_{it} = \varepsilon_{it}^b - \varepsilon_{it}^s$.

Aus den Gleichungen (117) und (118) ergibt sich das folgende Probit-Modell (Fisher et al. 2006, S. 14 f.):

$$\Pr[S_{it} = 1] = \Phi \left[\omega A_{it} + \sum \gamma_t Z_t \right], \quad (119)$$

wobei $\Phi[\cdot]$ die Verteilungsfunktion der Normalverteilung ist und A_{it} und Z_t sind definiert wie bei den Reservationspreisgleichungen. Dabei sind die aus dem Probit-Modell geschätzten Koeffizienten und Residuen nur bis auf einen Skalenfaktor eindeutig. Die geschätzten Koeffizienten in (119) sind ω/σ und γ_t/σ , und die geschätzten Residuen sind η_{it}/σ mit $\sigma^2 = \text{Var}(\varepsilon_{it}^b - \varepsilon_{it}^s)$ (Fisher et al. 2006, S. 15). Fisher et al. (2006, S. 15) bezeichnen die geschätzten Koeffizientenwerte aus dem Probit-Modell mit $\hat{\omega} = \frac{\omega}{\hat{\sigma}} = (\hat{\alpha}^b - \hat{\alpha}^s)/\hat{\sigma}$ und $\hat{\gamma}_t = \frac{\gamma_t}{\hat{\sigma}} = (\hat{\beta}_t^b - \hat{\beta}_t^s)/\hat{\sigma}$. Aus den Schätzergebnissen für das Probit-Modell wird die „inverse Mills-Ratio“ λ_{it} erzielt. Sie entspricht dem Verhältnis der Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion zur Verteilungsfunktion, berechnet für den Zeitpunkt t und die Beobachtung i (Fisher et al. 2003, S. 13 verweist in diesem Zusammenhang auf Maddala 1985, S. 224. Vgl. auch Heckman 1979). Unter Verwendung der erklärenden Variablen aus (115) und der inversen Mills-Ratio wird in einer zweiten Stufe des Heckman-Verfahrens die Hedonische Preisgleichung unverzerrt und konsistent geschätzt:

$$P_{it} = aA_{it} + \sum_t \beta_t Z_t + \sigma_{\varepsilon\eta} \lambda_{it} + v_{it} \quad (120)$$

Dabei entspricht $\sigma_{\varepsilon\eta}$ der Kovarianz der Residuen aus (115) und (121) (Fisher et al. 2003, S. 14). Fisher et al. (2003, S. 14) beziehen sich weiterhin auf Greene (1999) in der Behauptung, dass v_{it} im Mittel null ist und für die Gleichung (120) konsistente Koeffizientenwerte geschätzt werden können. Für die Schätzung sollte nach Greene (1999) ein „Weighted Least

Squares“-Verfahren angewandt werden, um Heteroskedastizität in den Residuen gerecht zu werden.²⁰⁴

Unter Verwendung von Transaktionspreisen für NCREIF-Immobilien wird aus dem Modell der Transactions Based Index konstruiert. Nach Fisher et al. (2006, S. 15) bieten sich dafür grundsätzlich zwei Vorgehensweisen an. Beide beginnen mit der Schätzung von Transaktionspreisen für alle NCREIF-Immobilien unter Verwendung der hedonischen Preisgleichung:

$$\hat{P}_{it} = \hat{a}A_{it} + \sum_t \hat{\beta}_t Z_t + \hat{\sigma}_{\varepsilon\eta} \lambda_{it} \quad (121)$$

Der von Fisher et al. (2006) konstruierte TBI basiert auf einer repräsentativen Immobilie p . Diese ist durch die typischen oder durchschnittlichen Werte der Eigenschaftsausprägungen A_{it} und der inversen Mills-Ratios λ_{it} der NCREIF-Immobilien charakterisiert. Die Kapitalrendite g_{pt} einer (typischen oder durchschnittlichen) Immobilie p bzw. des Index für die Periode t wird unter Berücksichtigung, dass $\hat{P}_{i=p,t}$ eine logarithmierte Größe ist, wie folgt errechnet (Fisher et al. 2006, S. 16 f.):

$$g_{pt} = (\exp[\hat{P}_{p,t}] - \exp[\hat{P}_{p,t-1}]) / \exp[\hat{P}_{p,t-1}] \quad (122)$$

Zusätzlich zu der Kapitalkomponente wird die Einkommenskomponente des TBI unter der Annahme eines typischen Einkommens-Cash Flows CF_{pt} errechnet (Fisher et al. 2006, S. 16 f.):

$$y_{pt} = (CF_{p,t}) / \exp[\hat{P}_{p,t-1}] \quad (123)$$

Die Gesamtrendite errechnen Fisher et al. (2006, S. 16) aus

$$r_{p,t} = g_{p,t} + y_{p,t} \quad (124)$$

Der zweite von Fisher et al. (2006, S. 16 f.) beschriebene Ansatz zur Konstruktion eines transaktionsbasierten Index funktioniert über eine Massenbewertung.

Dabei wird die Gleichung (121) zur Schätzung von Transaktionspreisen für die einzelnen Immobilien der (NCREIF-)Datenbasis in jeder einzelnen Periode verwendet.²⁰⁵ Der geschätzte

²⁰⁴ Vgl. auch Gujarati (2009).

Transaktionspreis für eine Immobilie in einer Periode entspricht dem zugehörigen Gutachter-Schätzwert zuzüglich des geschätzten Koeffizienten der Dummy-Variablen für das Quartal t (Fisher et al. 2006, S. 18).²⁰⁵ Die Kapitalrenditen und Gesamtrenditen werden daher für die einzelnen Immobilien, wie in (122) bis (124) beschrieben, errechnet. Zur Berechnung von Indexrenditen werden die Durchschnittswerte der Renditen für die einzelnen Immobilien errechnet. Sofern die Renditen $r_{i,t}$ für die einzelnen Immobilien gleichgewichtet in den Renditenwert eines Index r_t für eine Periode t einfließen sollen, erfolgt die Berechnung wie folgt:

$$r_t = \sum_{i=1}^{N_t} \frac{r_{it}}{N_t} \quad (125)$$

Dabei ist N_t die gesamte Anzahl der Indeximmobilien in der Periode t . Der Renditenwert eines wertgewichteten Index wird wie folgt errechnet:

$$r_t = \sum_i \left[\left(\frac{\exp [\hat{p}_{it-1}]}{\sum_i \exp [\hat{p}_{it-1}]} \right) r_{it} \right] \quad (126)$$

Damit ist die Konstruktionsweise eines „Variable Liquidity Index“ beschrieben, der die Wertentwicklungen auf einem Markt mit zeitlich variierender Liquidität widerspiegelt (Fisher et al. 2006, S. 18).

Fisher et al. (2006, S. 18 f.) erklären „[...] the index reflects varying transaction volume or turnover, and hence, varying ‘liquidity’ over time (as thusly defined). This is because liquidity, as indicated by trading volume or transaction frequency, varies over time in the commercial real estate investment market. Furthermore, this variation is systematic and pro-cyclical, with greater liquidity during ‘up’ markets, and less during ‘down’ markets.“²⁰⁷ Elaborating

²⁰⁵ Fisher et al. (2006, S. 17) beschreiben, dass bei der Anwendung des Verfahrens der Massenbewertung auf logarithmierte Werte ein geringfügiger Fehler, jedoch kein Bias in den berechneten Indexwerten entsteht.

²⁰⁶ In dem Ausmaß, wie die Transaktionspreise der Immobilien in einer Periode aktueller sind als die Schätzwerte, wird dies durch den geschätzten Koeffizientenwert für die entsprechende Dummy-Variable widergespiegelt (Fisher et al. 2006, S. 18).

²⁰⁷ Fisher et al. (2006, S. 18, F. 11) erklären: „One cause of such variable liquidity in the NPI could be a type of ‘self-fulfilling prophecy’ of transactions occurring at or near appraised values, first suggested by Fisher, Geltner, & Webb (1994). If NCREIF members are under pressure not to sell properties at prices below appraised value,

from FGGH, the above-described variable-liquidity valuation and returns estimates can be adjusted to reflect constant liquidity over time (that is, constant ‘ease of selling’, or constant expected time-on-the-market). [...] this procedure also allows the separate identification of indices of demand side and supply side valuations and market movements over time. Indeed, the index of movements on the demand side of the market is the ‘constant liquidity’ index.^[208]”

Im Folgenden wird die Konstruktion des „Constant Liquidity Index“ beschrieben. Ausgegangen wird wieder von der Hedonischen Preisgleichung (120) und dem Probit-Modell (119). Die Gleichungen (120) und (119) spiegeln jeweils Veränderungen auf der Angebots- und Nachfrageseite des Immobilienmarkts wider (Fisher et al. 2006, S. 19). Aus beiden Modellen sollen getrennte Indices für die Anbieter- und die Nachfragerseite identifiziert werden.

Ausgehend von (110) werden die Käufer eine Immobilie i in der Periode t in der zentralen Tendenz wie folgt bewerten (Fisher et al. 2006, S. 19):

$$V_{it}^b = \alpha^b A_{it} + \beta_t^b \quad (127)$$

Da V_{it}^b ein logarithmierter Wert ist, werden die Kapitalrenditen als erste Differenzen aus den Werten für die unmittelbar aufeinander folgenden Perioden $t - 1$ und t errechnet:

$$V_{it}^b - V_{it-1}^b = \alpha^b (A_{it} - A_{it-1}) + \beta_t^b - \beta_{t-1}^b \quad (128)$$

and if appraised values lag behind market values, then it will be difficult to sell properties during down markets.”

²⁰⁸ Fisher et al. (2006, S. 19, F. 12) erklären: „One reason why some real estate investors and academics have expressed interest in the demand-side (or ‘constant liquidity’) index is the concern about real estate liquidity, and how this liquidity tends to vary considerably and ‘pro-cyclically’, that is, when the market is down liquidity ‘dries up’. This renders somewhat questionable the direct comparison of transaction prices between when the market is ‘up’ and when it is ‘down’, the sort of comparison that is implied by return indexes that do not control for variable liquidity. Suppose average prices are 30% lower in the trough than in the peak, based on the deals that get consummated. But is 30% really the complete measure of the difference in the market values between those two points in time (and in the cycle)? You couldn’t sell nearly as many properties nearly as quickly or easily at the 30% lower prices in the trough as you could at the peak. Controlling for this difference in liquidity between peak and trough, the fall in market value might be more like 40%, for example. This is one way to interpret and use the constant liquidity index.”

Für eine Schätzung der Koeffizientenwerte von α^b und β_t^b wird nun wieder angenommen, dass der Transaktionspreis der Immobilien i im Zeitpunkt t dem Mittel aus den zentralen Tendenzen der Reservationspreisverteilungen der Käufer- und Verkäuferseite entspricht, so dass folgt (Fisher et al. 2006, S. 20):

$$\begin{aligned}\hat{a} &= \frac{1}{2}(\hat{\alpha}^b + \hat{\alpha}^s) \\ \Rightarrow \hat{\alpha}^s &= 2\hat{a} - \hat{\alpha}^b\end{aligned}\tag{129}$$

und

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_t &= \frac{1}{2}(\hat{\beta}_t^b + \hat{\beta}_t^s) \\ \Rightarrow \hat{\beta}_t^s &= 2\hat{\beta}_t - \hat{\beta}_t^b\end{aligned}\tag{130}$$

Aus der Probit-Schätzung (115) und der zugrunde liegenden Gleichung (114) werden erhalten:

$$\hat{\omega} = \frac{\hat{\alpha}^b - \hat{\alpha}^s}{\hat{\sigma}}\tag{131}$$

und

$$\hat{\gamma}_t = \frac{\hat{\beta}_t^b - \hat{\beta}_t^s}{\hat{\sigma}}\tag{132}$$

Fisher et al. (2006, S. 20, F. 14) behaupten, dass der Wert von $\hat{\sigma}$ dem doppelten „Probit Sigma“-Parameterwert entspricht, der gewöhnlich im Ergebnis-Output für eine Probit-Schätzung aus der Anwendung von Standard-Software ausgewiesen wird. Die Schätzung des Werts von $\hat{\sigma}$ beschreiben Fisher et al. (2003, S. 24 f.) im Anhang ihrer Studie. Die Koeffizienten γ_t in (119) spiegeln marktweite, zeitliche Variationen in den Verkaufswahrscheinlichkeiten wider (Fisher et al. 2003, S. 15).²⁰⁹

Einsetzen von (129) in (131) und von (130) in (132) und umformen ergibt (Fisher et al. 2006, S. 21):

²⁰⁹ Fisher et al. (2003, S. 15) erklären: „In effect, γ_t can be viewed as tracing out an index of market liquidity over time.“

$$\hat{\alpha}^b = \hat{\alpha} + \frac{1}{2} \hat{\sigma} \hat{\omega} \quad (133)$$

und

$$\hat{\beta}_t^b = \hat{\beta}_t + \frac{1}{2} \hat{\sigma} \hat{\gamma}_t \quad (134)$$

Die geschätzten Koeffizientenwerte können nun in (127) zur Schätzung der Bewertungen der Käuferseite eingesetzt werden, und Indices können analog zum Variable Liquidity Index errechnet werden.²¹⁰

In der Umsetzung der Berechnung eines TBI für NCREIF-Immobilien verwenden Fisher et al. (2006, S. 24) in ihrem Modell als zu erklärende Variable den logarithmierten Transaktionspreis pro Quadratfuß Gebäudefläche. Ebenso wird der Gutachter-Schätzwert ins Verhältnis zur Flächeneinheit gesetzt und als erklärende Variable im Regressionsmodell verwendet. Dabei werden die Transaktionspreise pro Quadratfuß auf die um zwei Quartale verzögerten Schätzwerte pro Quadratfuß regressiert. Durch diese Verfahrensweise soll die Unabhängigkeit zwischen der erklärenden und zu erklärenden Variablen sichergestellt werden. Daher erklären die geschätzten Koeffizientenwerte der Dummy-Variablen für die unterschiedlichen Quartale die Differenzen zwischen laufenden Transaktionspreisen und verzögerten Schätzwerten (Fisher et al. 2006, S. 25). Außerdem werden in das Preismodell als erklärende Variable neben dem Gutachter-Schätzwert pro Quadratfuß zusätzliche hedonische Variablen aufgenommen: Bei ihnen handelt es sich um Dummy-Variablen für 18 Metropolen und zehn Unterkategorien der vier Immobilientypen Apartments, Büroimmobilien, industrielle Immobilien und Einzelhandelsimmobilien (Fisher et al. 2006, S. 25). Fisher et al. (2006, S. 28) berechnen Transactions Based Indices aus jährlichen und aus vierteljährlichen Ausgangsdaten. Der Index aus Jahresdaten weist nach Fisher et al. (2006, S. 28) eine Volatilität in Höhe von 5,5 Prozent und eine Autokorrelation erster Ordnung in Höhe

²¹⁰ Fisher et al. (2003, S. 15) erklären: „[...] to identify movements in buyers' reservation prices it suffices to add a time varying adjustment term, $\frac{1}{2} \hat{\gamma}_t \hat{\sigma}$, derived empirically from our probit model of sale probability [...], to the variable-liquidity index log-value level, $\hat{\beta}_t$, derived empirically from our (selection-corrected) hedonic model of transaction prices. Adding this adjustment each period converts the variable-liquidity index to a constant-liquidity index of market values.”

von 35 Prozent auf. Für die Berechnung eines Quartalsindex standen Fisher et al. (2006, S. 28) nur weniger als 50 Beobachtungen pro Quartal zur Verfügung, so dass sich Schwierigkeiten mit „rauschenden“ Schätzfehlern ergeben haben. Um diese zu bewältigen wurde eine erweiterte Bayes'sche „Rauschfiltertechnik“ angewandt, entwickelt von Goetzmann (1992), Gatzlaff und Geltner (1998b) sowie Geltner und Goetzmann (2000) (Fisher et al. 2006, S. 28). Fisher et al. (2006, S. 29) erzielen das Ergebnis, dass die Renditenreihe des vierteljährlichen TBI in jährlicher Periodizität annähernd die gleichen Zeitreihencharakteristika wie der jährliche TBI aufweist.

Nach Fisher et al. (2006, S. 24) bezieht sich der erste Wert des TBI auf das Jahr 1984. Für frühere Jahre liegen keine Transaktionsdaten in einer für die Indexberechnung ausreichenden Anzahl vor. Fisher et al. (2006, S. 24) berichten, dass seit 1984 9500 verschiedene Immobilien in die NPI-Datenbasis aufgenommen wurden, von denen wiederum mehr als 4500 verkauft wurden. Aus dieser Datenbasis wurden Daten von 4572 Immobilien für die Schätzung eines hedonischen Preismodells verwendet.²¹¹ Für die Immobilien liegen Beobachtungen aus 142.973 Immobilien-Quartalen (d. h. 142.973 Gutachter-Schätzwerte oder Transaktionspreise) vor.

Fisher et al. (2003) schlagen vor, für einen Vergleich der Renditen von Immobilien mit den Renditen von Anlagen anderer Anlageklassen (wie z. B. Aktien und Bonds, die auf öffentlichen Märkten gehandelt werden), den Constant Liquidity Index zu verwenden, da auf privaten Märkten eher variable Liquidität als auf öffentlichen Märkten, wie Aktienmärkten, besteht.

Im Vergleich zum NPI weist der TBI eine höhere Volatilität und geringere Trägheit (inklusive Saisonalität) auf (Fisher et al. 2006, S. 6). Fisher et al. (2006, S. 34) berichten: *„It is interesting to note that while the TBI has notably higher volatility at the quarterly frequency and lower autocorrelation than the appraisal-based NPI, its volatility is still less than that of the stock*

²¹¹ Fisher et al. (2006, S. 23) berichten: *„When the [NCREIF Appreciation-]index begins in 1978 it includes 233 properties worth a total of \$581,000,000. By 1984, the starting date of the transactions index, the NPI includes 1000 properties worth almost \$10 billion. By 2005:4, the NPI covers 4712 properties worth in the aggregate about \$190 billion.“*

and bond asset classes and its 1st-order autocorrelation is comparable. Also, while the TBI has higher correlation with both REITs and the stock market asset classes than the NPI does, its correlations with stocks is still low in absolute terms as well as relative to other securities based asset classes. [...]

We see that even using the transactions based index, private real estate plays a large role in the optimal portfolio, especially in the more conservative (lower return target, lower risk) range of investment policy. The difference in the optimal portfolio allocations shown in the area charts is small between the NPI and the TBI."

Fisher et al. (2003, S. 1) schreiben: *„Our application to the NCREIF database reveals that, in the case of institutional commercial real estate investment, constant-liquidity values tend to lead transaction-based and appraisal based indices in time, and also to display greater volatility and cycle amplitude. The differences can be significant for strategic investment policy viewed from a mean-variance portfolio optimization perspective."*

Im Folgenden werden Angaben zu statistischen Eigenschaften von TBI-Renditen und Renditen weiterer Indices aus unterschiedlichen Studien zusammengestellt.

Zum einen berichten Fisher et al. (2006, Exhibit 6) folgende Ergebnisse für Gesamtindices (d.h. Indices, deren Werte aus einer Wertänderungs- und einer Einkommenskomponente errechnet werden):

Tabelle 255 Zeitreiheneigenschaften von Gesamtrenditen in vierteljährlicher Periodizität für den Zeitraum des 2. Quartals 1984 bis zum 4. Quartal 2005 (prozentuale Werte), Quelle: Fisher et al. (2006, Exhibit 6)

| Indices/ Zeitreiheneigenschaften in Prozent | NPI Total Return | TBI Total Return | S&P 500 Total Return |
|--|-----------------------------|-----------------------------|---|
| Mittelwert | 2,12 | 2,25 | 3,37 |
| Standardabweichung | 1,68 | 3,63 | 8,02 |
| Autokorrelation | 79,53 | 8,65 | 6,06 |
| Korrelation mit S&P 500- Indexrenditen | 1,38 | 12,58 | 100 |

Tabelle 255 zeigt u. a. die Standardabweichungen der TBI- und NPI-Gesamtrenditen. Die Standardabweichung der TBI-Gesamtrenditen beträgt die 2,16-fache Standardabweichung der NPI-Gesamtrenditen.

Es wurden eigene Analysen der TBI-Zeitreihe durchgeführt. Dafür wurden am 3. Februar 2012 Zeitreihen, u. a. der Preis- und der Gesamtkomponente des TBI, von der NCREIF-Internetseite heruntergeladen. Für die logarithmierten Renditen der Preiskomponente für den Zeitraum vom 2. Quartal 1984 bis zum 4. Quartal 2005 werden folgende Mittelwerte und Standardabweichungen errechnet:

Tabelle 256 Mittelwerte und Standardabweichungen von logarithmierten Wertänderungsrenditen in vierteljährlicher Periodizität für den Zeitraum vom 2. Quartal 1984 bis zum 4. Quartal 2005 (prozentuale Werte)

| Indices/ Mittelwert bzw. Standardabw. In Prozent | TBI PI | TBI Demand Index | TBI Supply Index | NCREIF Appreciation Index | FRZ Index | FGW Index | S&P 500 Index |
|--|--------|------------------|------------------|---------------------------|-----------|-----------|---------------|
| Mittelwert | 0,300 | 0,372 | 0,229 | 0,102 | 2,081 | 0,781 | 2,254 |
| Standardabweichung | 1,580 | 1,983 | 1,950 | 1,616 | 12,887 | 3,753 | 7,751 |

Für die logarithmierten Gesamtrenditen des TBI wird ein mittlerer vierteljährlicher Renditenwert i. H. v. 0,93 Prozent und eine Standardabweichung i. H. v. 1,57 Prozent errechnet.

Zusätzlich werden vierteljährliche Mittelwerte und Standardabweichungen für die logarithmierten Renditen der Indices für den Zeitraum vom 2. Quartal 1984 bis zum 4. Quartal 2010 errechnet:

Tabelle 257 Mittelwerte und Standardabweichungen von logarithmierten Wertänderungsrenditen in vierteljährlicher Periodizität für den Zeitraum vom 2. Quartal 1984 bis zum 4. Quartal 2010 (prozentuale Werte)

| Indices/ Mittelwert bzw. Standardabw. In Prozent | TBI PI | TBI Demand Index | TBI Supply Index | NCREIF Appreciation Index | FRZ Index | FGW Index | S&P 500 Index |
|--|--------|------------------|------------------|---------------------------|-----------|-----------|---------------|
| Mittelwert | 0,206 | 0,219 | 0,193 | 0,028 | 0,092 | 0,302 | 1,824 |
| Standardabweichung | 1,972 | 2,317 | 2,288 | 2,303 | 6,164 | 4,143 | 8,234 |

Außerdem wird für die Gesamtrenditen ein vierteljährlicher Mittelwert i. H. v. 0,802 Prozent und eine Standardabweichung i. H. v. 1,966 Prozent errechnet.

Für die Renditen des TBI Preisindex wird aus den eigenen Berechnungen eine Standardabweichung in Höhe von 1,58 Prozent erhalten, die sogar geringer ist als die Standardabweichung der Renditen des NCREIF Appreciation Index i. H. v. 1,616 Prozent (vgl. Tabelle 256).²¹² Im Vergleich dazu wird nochmal auf das Ergebnis von Fisher et al. (2006) hingewiesen. Sie errechnen, dass die Standardabweichung der TBI-Gesamtrenditen ungefähr der doppelten Standardabweichung der NPI-Gesamtrenditen entspricht. Mittelwerte und Standardabweichungen der Renditen des Gesamtindex NCREIF Property Index wurden im Rahmen der eigenen Untersuchungen zwar nicht errechnet; es ist aber bekannt, dass die Volatilität der NPI-Renditen überwiegend aus der Wertänderungskomponente resultiert. Eine Erklärung für die Unterschiede zwischen den Mittelwerten und Standardabweichungen in Tabelle 255 einerseits und den Mittelwerten und Standardabweichungen aus eigenen Berechnungen andererseits kann eventuell darin gefunden werden, dass Fisher et al. (2006) möglicherweise genauso wie Fisher et al. (2003) nicht den offiziellen, sondern einen modifizierten NPI für Vergleiche von Zeitreiheneigenschaften mit denen des TBI verwenden.²¹³

²¹² Dieses Ergebnis bekräftigt die Behauptung von Bond und Hwang (2007), dass die Bewertungsphänomene eine Erhöhung der Volatilität der Renditen eines bewertungsbasierten Index verursachen können. Dies sei hier erwähnt, obwohl in der Arbeit Ergebnisse erzielt werden, aufgrund derer davon ausgegangen werden kann, dass die einen bewertungsbasierten Index verzerrenden Bewertungsphänomene gemeinsam eine Reduktion der Volatilität der Indexrenditen gegenüber der Volatilität der Marktrenditen verursachen.

²¹³ Fisher et al. (2003, S. 44, Endnote 27) erklären: „*The official NCREIF Index reports quarterly appreciation returns from which a cumulative value level index can be developed. However, we have modified the official NCREIF Index in two respects to make it more comparable to the transaction indices we have developed. First, we are using an equal-weighted version of the NCREIF Index rather than the value-weighting in the official index. Second, we have added back in the capital improvement expenditures that the official NPI subtracts from the end-of-period appraised value to compute the appreciation return. We want our version of the NCREIF appreciation index to incorporate the value-enhancing effects of capital improvement expenditures, as reflected in the actual appraisals of the properties, because the prices on which our transaction-based indices are based certainly reflect the (market) value of the capital improvements (as perceived by the buyers and sellers). The result of this second change is that our NCREIF Index rises a little faster and farther over time than the official NCREIF appreciation index. In addition, we are using NCREIF appreciation index value levels as of the third*

Für einen „vorläufigen“ Transactions Based Index erzielen Fisher et al. (2005) für den Zeitraum vom 2. Quartal 1982 bis zum 4. Quartal 2003 folgende Ergebnisse:

Tabelle 258 Zeitreiheneigenschaften von Gesamtrenditen in vierteljährlicher Periodizität für den Zeitraum vom 2. Quartal 1982 bis zum 4. Quartal 2003 (prozentuale Werte), Quelle: Fisher et al. (2005)

| Indices/ Zeitreiheneigenschaften in Prozent | NPI | TBI (Variable Liquidity Index) | Constant Liquidity Index | S&P 500 |
|---|-------|---|--------------------------------|---------|
| Arithmetischer Mittelwert | 1,86 | 1,94 | 2,69 | 3,52 |
| Volatilität | 1,45 | 3,65 | 4,09 | 8,34 |
| Autokorrelation erster Ordnung | 79,06 | -16,33 | -14,94 | -5,18 |
| Sharpe-Ratio | 0,40 | 0,18 | 0,35 | 0,27 |
| Korrelation mit TBI | 36,03 | 100,00 | 79,57 | 30,28 |
| Korrelation mit CLI | 35,11 | 79,57 | 100,00 | 18,43 |
| Korrelation mit S&P 500- Renditenreihe | 3,90 | 30,28 | 18,43 | 100,00 |

Die Ergebnisse von Fisher et al. (2005) entsprechen ungefähr denen von Fisher et al. (2006, Exhibit 6). Allerdings stimmen die Zeiträume nicht überein, für die Analysen durchgeführt werden.

Die errechnete Korrelation für die TBI- und S&P 500-Indexrenditen in Höhe von 30,28 entspricht übrigens ungefähr der in Tabelle 253 angegebenen.

quarter each year, for greater comparability with the transaction-based indices that represent annual average value levels, aggregated across the entire calendar year. (As the official NCREIF Index includes properties that are not reappraised every quarter, the third quarter index likely reflects average appraised values as of a quarter or more previous, more likely around the middle of the calendar year.)"

Fisher et al. (2003, S. 38) erzielen folgende Ergebnisse für Zeitreihen kontinuierlicher Kapitalrenditen in jährlicher Periodizität und im Zeitraum 1984 bis 2001:

Tabelle 259 Zeitreiheneigenschaften von kontinuierlichen Kapitalrenditen in jährlicher Periodizität für den Zeitraum 1984 bis 2001 (prozentuale Werte), Quelle: Fisher et al. (2003, S. 38)

| Indices/ Zeitreiheneigenschaften in Prozent | NPI | TBI | CLI | NAREIT |
|---|-------|-------|-------|--------|
| Mittelwert | 1,32 | 0,76 | 1,22 | -0,08 |
| Standardabweichung | 5,22 | 9,61 | 12,07 | 12,99 |
| Autokorrelation (1. Ord.) | 80,06 | 8,08 | 8,83 | 10,16 |
| Korrelation mit NPI | 100 | 58,39 | 49,52 | 2,43 |
| Korrelation mit TBI | | 100 | 96,57 | 40,32 |
| Korrelation mit CLI | | | 100 | 50,17 |

Diese Ergebnisse bestätigen ebenfalls, dass die Standardabweichung der TBI-Indexrenditen ungefähr der doppelten Standardabweichung der NPI-Indexrenditen entspricht.

Jüngst hat Geltner (2011) eine vereinfachte Methode für die Konstruktion eines TBI vorgestellt. Dabei wird für die Berechnung eines Indexwerts in einem Quartal das durchschnittliche Verhältnis der Transaktionspreise zu den Schätzwerten angewendet. Dafür bedarf das Verfahren nicht der Anwendung der Regressionsanalyse. Daher ist die Konstruktionsweise des vereinfachten TBI für Praktiker überschaubarer.

9.2 Ergebnisse aus den Monte Carlo-Studien zur Analyse der Auswirkungen von Bewertungsphänomenen auf die Eigenschaften von Indices bei einer Variation der Ausgangsbedingungen

Zur Analyse der Auswirkungen von Bewertungsphänomenen auf Renditenreihen bewertungsbasierter Indices wurde für viele Kombinationen eines Mittelwerts und einer Standardabweichung eine eigene Monte Carlo-Studie durchgeführt. Es wurden also über die 1000 Simulationsdurchläufe einer Monte Carlo-Studie der gewählte Mittelwert und die gewählte Standardabweichung der Marktrenditen konstant gehalten und in jedem Simulationsdurchlauf eine neue Autokorrelationsstruktur für die Marktrenditen per Zufallsauswahl gezogen. In den folgenden Tabellen sind Ergebnisse aus den Monte Carlo-Studien für einen bewertungsbasierten Index in vierteljährlicher Periodizität und verschiedene mögliche Kombinationen von Bewertungsphänomenen angegeben. Und zwar handelt es sich um die 50-Prozent-Quantilswerte der Ergebnisverteilungen, die für die Szenarien errechnet wurden. Für das Bewertungsphänomen „Appraisal-Smoothing“ werden die Ergebnisse für ein durchschnittliches Glättungsniveau i.H.v. 0,5 angegeben. Die in den Tabellen fehlenden Werte wurden nicht berechnet.

Die Tabellen zeigen, dass die Bewertungsphänomene unabhängig von dem gewählten Mittelwert und der gewählten Standardabweichung der simulierten Marktrenditen (d. h. der Ausgangszeitreihe) ungefähr gleiche prozentuale Veränderungen dieser Zeitreiheneigenschaften verursachen. Dieses Ergebnis wurde auch für in monatlicher Periodizität fortgeschriebene Indices erhalten; auf eine Angabe der errechneten Werte für die Szenarien eines Monatsindex wird hier aber verzichtet.

In der folgenden Tabelle sind die durch das isoliert auftretende Phänomen Appraisal-Smoothing verursachten prozentualen Veränderungen der Mittelwerte von Renditenreihen eines bewertungsbasierten Index in vierteljährlicher Periodizität ausgewiesen. Tabelle 261 zeigt Ergebnisse für das Szenario der kombinierten Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und des Appraisal-Smoothing. Tabelle 262 entspricht dem NPI-Referenzszenario, bei dem die Phänomene der nicht-synchronen und veralteten

Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen und Appraisal-Smoothing kombiniert die Indexzeitreihe verändern.

Tabelle 260 Prozentuale Veränderung des Mittelwerts der Renditen eines Quartalsindex durch das Phänomen Appraisal-Smoothing bei einem Durchschnittswert der Glättungsfaktoren i. H. v. 0,5

| Veränderung des Mittelwerts (%) | | Ausgangs-Mittelwert der Marktrenditen (in Prozent) | | | | | | | | | |
|--|----|--|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | | -2 | -1 | 0 | 0,5 | 1 | 2 | 3 | 4 | 6 | 8 |
| Ausgangs-Standardabweichung (in Prozent) | 1 | -0,9 | -0,9 | -0,4 | -0,8 | -0,8 | -0,8 | -0,8 | -0,8 | -0,8 | -0,8 |
| | 2 | -0,8 | -0,9 | -1 | -0,9 | -0,8 | -0,8 | -0,8 | -0,9 | -0,8 | -0,8 |
| | 3 | -0,8 | -0,7 | -0,8 | -0,8 | -0,8 | -0,8 | -0,8 | -0,8 | -0,8 | -0,8 |
| | 4 | -0,9 | -0,8 | -1 | -0,9 | -0,7 | -0,8 | -0,8 | -0,9 | -0,8 | -0,8 |
| | 5 | -0,9 | -0,6 | -0,8 | -0,7 | -0,5 | -0,7 | -0,7 | | | |
| | 6 | -0,6 | -0,4 | -1 | -1 | -0,9 | -0,8 | -0,8 | -0,9 | -0,8 | -0,8 |
| | 7 | -0,6 | -0,7 | -1,1 | -0,8 | -1 | -0,6 | -0,8 | -0,8 | | |
| | 8 | -0,7 | -0,7 | -0,6 | -0,7 | -0,8 | -0,7 | -0,9 | | | |
| | 9 | -0,8 | -0,6 | -0,4 | -1 | -0,8 | -0,8 | -0,6 | | | |
| | 10 | -0,8 | | -0,5 | -0,6 | -0,9 | -0,7 | -0,9 | -0,8 | -0,7 | -0,8 |
| | 11 | -0,6 | -0,5 | -0,8 | -0,2 | -0,4 | -0,8 | -0,7 | -0,8 | -0,8 | -0,9 |
| | 12 | -0,9 | -0,6 | -0,8 | -0,3 | -0,7 | -0,5 | -0,8 | -0,7 | | |
| | 13 | -0,8 | -0,8 | -0,6 | -0,8 | -0,9 | -0,4 | -0,7 | -0,7 | -0,8 | -0,8 |

Berechnet in R

Tabelle 261 Prozentuale Veränderung des Mittelwerts der Renditen eines Quartalsindex durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und das Appraisal-Smoothing bei einem Durchschnittswert der Glättungsfaktoren i. H. v. 0,5

| Veränderung des Mittelwerts (%) | | Ausgangs-Mittelwert der Marktrenditen (in Prozent) | | | | | | | | | |
|--|----|--|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | | -2 | -1 | 0 | 0,5 | 1 | 2 | 3 | 4 | 6 | 8 |
| Ausgangs-Standardabweichung (in Prozent) | 1 | -1,3 | -1,3 | -0,7 | -1,1 | -1,3 | -1,2 | -1,2 | -1,2 | -1,2 | -1,2 |
| | 2 | -1,3 | -1,3 | -1,7 | -1,3 | -1,1 | -1,3 | -1,2 | -1,3 | -1,2 | -1,2 |
| | 3 | -1,2 | -1,1 | -1,2 | -1,5 | -1,3 | -1,2 | -1,2 | -1,2 | -1,2 | -1,2 |
| | 4 | -1,3 | -1,2 | -1,7 | -1,4 | -1,1 | -1,2 | -1,3 | -1,3 | -1,2 | -1,2 |
| | 5 | -1,3 | -1 | -1,2 | -1,1 | -0,8 | -0,9 | -1,1 | | | |
| | 6 | -1 | -0,5 | -1,7 | -1,5 | -1,5 | -1,3 | -1,2 | -1,3 | -1,2 | -1,3 |
| | 7 | -0,9 | -1,1 | -1,8 | -1 | -1,4 | -1 | -1,3 | -1,3 | | |
| | 8 | -0,9 | -1,1 | -0,8 | -1,1 | -1,2 | -1 | -1,3 | | | |
| | 9 | -1,2 | -0,8 | -0,7 | -1,5 | -1,3 | -1,3 | -0,9 | | | |
| | 10 | -1,1 | | -0,6 | -0,9 | -1,4 | -1,2 | -1,5 | -1,1 | -1,1 | -1,2 |
| | 11 | -0,8 | -0,6 | -1,4 | -0,6 | -0,6 | -1,4 | -1,1 | -1,1 | -1,2 | -1,3 |
| | 12 | -1,3 | -1 | -1 | -0,6 | -0,7 | -0,7 | -1,2 | -1 | | |
| | 13 | -1,2 | -1,1 | -0,7 | -1,1 | -1,4 | -0,8 | -1 | -1 | -1,1 | -1,2 |

Tabelle 262 Prozentuale Veränderung des Mittelwerts der Renditen eines Quartalsindex im NPI-Referenzszenario bei einem Durchschnittswert der Glättungsfaktoren i. H. v. 0,5

| Veränderung des Mittel- werts (%) | | Ausgangs-Mittelwert der Marktrenditen (in Prozent) | | | | | | | | | |
|---|----|--|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | | -2 | -1 | 0 | 0,5 | 1 | 2 | 3 | 4 | 6 | 8 |
| Ausgangs-Standardabweichung (in Prozent) | 1 | -3,9 | -3,8 | -2,7 | -3,4 | -3,8 | -3,7 | -3,7 | -3,7 | -3,7 | -3,7 |
| | 2 | -3,9 | -3,8 | -3,3 | -3,5 | -3,4 | -3,7 | -3,8 | -3,7 | -3,7 | -3,6 |
| | 3 | -3,9 | -3,6 | -3 | -3,2 | -3,5 | -3,7 | -3,7 | -3,6 | -3,7 | -3,7 |
| | 4 | -3,8 | -3,6 | -3,3 | -4,1 | -3 | -3,7 | -3,8 | -3,7 | -3,7 | -3,6 |
| | 5 | -3,9 | -3,3 | -3 | -2,9 | -2,8 | -3,4 | -3,6 | | | |
| | 6 | -3,1 | -2,5 | -3,3 | -4,3 | -3,2 | -3,5 | -3,8 | -3,8 | -3,7 | -3,7 |
| | 7 | -3,5 | -3,7 | -2,8 | -3,1 | -3,8 | -3,2 | -3,6 | -3,8 | | |
| | 8 | -3,3 | -3,4 | -2,7 | -2,3 | -3,3 | -3 | -3,7 | | | |
| | 9 | -3,8 | -3,2 | -3,6 | -3,5 | -3,5 | -3,4 | -3,4 | | | |
| | 10 | -3,2 | | -2,7 | -2,6 | -3 | -2,8 | -4 | -3,4 | -3,4 | -3,6 |
| | 11 | -3 | -2,3 | -3,6 | -3 | -3,2 | -2,9 | -3,2 | -3,3 | -3,5 | -3,6 |
| | 12 | -4,4 | -3,2 | -4 | -2,4 | -3,8 | -2,6 | -3 | -3,1 | | |
| | 13 | -3,3 | -3,5 | -3 | -3,4 | -3,2 | -2,8 | -3,1 | -3,3 | -3,5 | -3,5 |

Tabelle 263 zeigt die durch das isoliert auftretende Phänomen Appraisal-Smoothing verursachten prozentualen Veränderungen der Standardabweichungen von Renditenreihen eines bewertungsbasierten Index in vierteljährlicher Periodizität.

Tabelle 263 Prozentuale Veränderung der Standardabweichung der Renditen eines Quartalsindex durch das Phänomen Appraisal-Smoothing bei einem Durchschnittswert der Glättungsfaktoren i. H. v. 0,5

| Veränderung der Standard- abweichung (%) | | Ausgangs-Mittelwert der Marktrenditen (in Prozent) | | | | | | | | | |
|---|----|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | -2 | -1 | 0 | 0,5 | 1 | 2 | 3 | 4 | 6 | 8 |
| Ausgangs-Standardabweichung (in Prozent) | 1 | -38,6 | -38,8 | -38,7 | -38,7 | -38,5 | -38,4 | -37,8 | -37,4 | -35,9 | -33,6 |
| | 2 | -38,8 | -38,8 | -38,7 | -38,6 | -38,7 | -38,4 | -38,4 | -38,2 | -37,9 | -37,3 |
| | 3 | -38,8 | -38,6 | -38,7 | -38,7 | -38,6 | -38,6 | -38,6 | -38,4 | -38,1 | -37,8 |
| | 4 | -38,6 | -38,7 | -38,7 | -38,7 | -38,7 | -38,5 | -38,5 | -38,5 | -38,5 | -38,1 |
| | 5 | -38,8 | -38,7 | -38,7 | -38,7 | -38,8 | -38,7 | -38,7 | | | |
| | 6 | -38,9 | -39 | -38,7 | -38,6 | -38,7 | -38,6 | -38,4 | -38,6 | -38,7 | -38,4 |
| | 7 | -38,7 | -39 | -38,9 | -38,8 | -38,6 | -38,6 | -38,5 | -38,4 | | |
| | 8 | -39 | -38,9 | -38,7 | -38,9 | -38,8 | -38,9 | -38,5 | | | |
| | 9 | -38,7 | -38,8 | -38,7 | -39,1 | -38,7 | -38,8 | -38,5 | | | |
| | 10 | -38,4 | | -38,9 | -38,6 | -38,7 | -38,6 | -38,5 | -38,7 | -38,4 | -38,1 |
| | 11 | -39,1 | -38,6 | -38,7 | -38,9 | -38,7 | -38,6 | -38,6 | -38,6 | -38,5 | -38,2 |
| | 12 | -38,8 | -38,6 | -38,7 | -38,6 | -38,7 | -38,5 | -38,5 | -38,4 | | |
| | 13 | -39 | -38,9 | -38,9 | -38,8 | -38,8 | -38,9 | -38,5 | -38,7 | -38,4 | -38,3 |

Tabelle 264 zeigt Ergebnisse für die kombinierten Phänomene Nicht-synchrone Bewertungen und Appraisal-Smoothing. Tabelle 265 zeigt Ergebnisse für das NPI-Referenzszenario mit den kombinierten Phänomenen Nicht-synchrone Bewertungen, Veraltete Bewertungen mit Saisonalität in den Bewertungen und Appraisal-Smoothing.

Tabelle 264 Prozentuale Veränderung der Standardabweichung der Renditen eines Quartalsindex durch die Phänomene der nicht-synchronen Bewertungen und das Appraisal-Smoothing bei einem Durchschnittswert der Glättungsfaktoren i. H. v. 0,5

| Veränderung der Standardabweichung (%) | | Ausgangs-Mittelwert der Markttrenditen (in Prozent) | | | | | | | | | |
|--|----|---|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | -2 | -1 | 0 | 0,5 | 1 | 2 | 3 | 4 | 6 | 8 |
| Ausgangs-Standardabweichung (in Prozent) | 1 | -41,8 | -42,4 | -42,5 | -42,3 | -42,1 | -41,8 | -40,8 | -39,6 | -36,3 | -32 |
| | 2 | -42,4 | -42,5 | -42,4 | -42,3 | -42,3 | -42,1 | -41,8 | -41,5 | -40,8 | -39,6 |
| | 3 | -42,5 | -42,2 | -42,2 | -42,4 | -42,3 | -42,3 | -42,2 | -42 | -41,5 | -40,8 |
| | 4 | -42,1 | -42,4 | -42,4 | -42,4 | -42,3 | -42,2 | -42,1 | -42 | -42,2 | -41,5 |
| | 5 | -42,5 | -42,3 | -42,2 | -42,3 | -42,5 | -42,4 | -42,4 | | | |
| | 6 | -42,5 | -42,6 | -42,4 | -42,4 | -42,3 | -42,3 | -42,1 | -42,1 | -42,3 | -42 |
| | 7 | -42,4 | -42,6 | -42,6 | -42,5 | -42,2 | -42,3 | -42,2 | -42,1 | | |
| | 8 | -42,8 | -42,7 | -42,4 | -42,6 | -42,5 | -42,5 | -42,2 | | | |
| | 9 | -42,4 | -42,6 | -42,3 | -42,8 | -42,3 | -42,5 | -42,2 | | | |
| | 10 | -42 | | -42,5 | -42,3 | -42,4 | -42,3 | -42,1 | -42,6 | -42,1 | -41,8 |
| | 11 | -42,7 | -42,3 | -42,4 | -42,5 | -42,4 | -42,3 | -42,3 | -42,2 | -42,1 | -41,7 |
| | 12 | -42,5 | -42,3 | -42,5 | -42,2 | -42,4 | -42,1 | -42 | -42,1 | | |
| | 13 | -42,6 | -42,7 | -42,5 | -42,6 | -42,4 | -42,6 | -42,1 | -42,4 | -42,1 | -42,1 |

Tabelle 265 Prozentuale Veränderung der Standardabweichung der Renditen eines Quartalsindex im NPI-Referenzszenario bei einem Durchschnittswert der Glättungsfaktoren i. H. v. 0,5

| Veränderung der Standardabweichung (%) | | Ausgangs-Mittelwert der Markttrenditen (in Prozent) | | | | | | | | | |
|--|----|---|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | -2 | -1 | 0 | 0,5 | 1 | 2 | 3 | 4 | 6 | 8 |
| Ausgangs-Standardabweichung (in Prozent) | 1 | -55,1 | -62,8 | -65,3 | -64,5 | -62,5 | -55,2 | -45,1 | -33,2 | -8,3 | 18,4 |
| | 2 | -62,5 | -64,6 | -65,4 | -65,1 | -64,5 | -62,4 | -58,9 | -54,9 | -45,2 | -33,4 |
| | 3 | -64,3 | -64,9 | -65,1 | -65,2 | -64,9 | -63,7 | -62,4 | -60,3 | -54,8 | -47,9 |
| | 4 | -64,4 | -65 | -65,4 | -65,2 | -65 | -64,5 | -63,2 | -62 | -59,1 | -54,8 |
| | 5 | -65 | -65 | -65,1 | -65,3 | -65,2 | -64,5 | -64,2 | | | |
| | 6 | -65,2 | -65,5 | -65,4 | -65,2 | -65,1 | -64,9 | -63,9 | -63,6 | -62,2 | -60,3 |
| | 7 | -65 | -65,4 | -65,3 | -65,5 | -64,9 | -64,7 | -64,6 | -63,7 | | |
| | 8 | -65,4 | -65,4 | -65,1 | -65,1 | -65,2 | -65,1 | -64,6 | | | |
| | 9 | -65,3 | -65,2 | -65,1 | -65,4 | -65,1 | -65 | -64,6 | | | |
| | 10 | -65 | | -65,5 | -64,9 | -65,1 | -65 | -64,5 | -64,8 | -63,8 | -62,9 |
| | 11 | -65,4 | -65,1 | -64,9 | -65,3 | -64,9 | -65 | -64,9 | -64,6 | -64 | -62,9 |
| | 12 | -65,3 | -65,1 | -65,3 | -65 | -65,2 | -64,8 | -64,8 | -64,4 | | |
| | 13 | -65,3 | -65,4 | -65,3 | -65,3 | -65,1 | -65,1 | -64,6 | -64,7 | -64,3 | -63,6 |

9.3 Übersichtstabellen: Eigenschaften der in den Studien verwendeten und berechneten Indices

Tabelle 266 Autokorrelation der Renditenreihen in monatlicher Periodizität für UK-Märkte

| AC (Lag) | UK CPI ALL ITEMS NADJ | UK RPI NADJ | FTSE 100 PI | JPM UK Govt. Bond PI | IPD UK Monthly Capital Index | Bond & Hwang (monthly) | Bond & Hwang (monthly, AR 3) |
|----------|--------------------------|-------------|-------------|----------------------------|------------------------------------|------------------------------|---------------------------------|
| 1 | 0,1031 | 0,22 | 0,0647 | 0,0953 | 0,9046 | 0,8469 | 0,9569 |
| 2 | -0,0109 | 0,0832 | -0,1045 | -0,1134 | 0,8236 | 0,6905 | 0,8833 |
| 3 | -0,1427 | -0,1126 | -0,0271 | 0,0183 | 0,7599 | 0,5719 | 0,7992 |
| 4 | -0,0142 | 0,0389 | 0,109 | -0,0325 | 0,6636 | 0,4237 | 0,7016 |
| 5 | 0,0199 | 0,0923 | -0,0045 | -0,0157 | 0,5857 | 0,3141 | 0,6069 |
| 6 | 0,4088 | 0,3184 | -0,0284 | -0,0735 | 0,5138 | 0,2234 | 0,5156 |
| 7 | 0,0565 | 0,0115 | -0,0128 | -0,1 | 0,4225 | 0,1123 | 0,4241 |
| 8 | 0,0052 | -0,0304 | -0,0131 | 0,0427 | 0,3512 | 0,0396 | 0,3456 |
| 9 | -0,1428 | -0,1816 | -0,0244 | 0,007 | 0,3011 | 0,011 | 0,283 |
| 10 | -0,0164 | 0,0155 | 0,0129 | 0,0163 | 0,257 | -0,0001 | 0,2312 |
| 11 | 0,0889 | 0,0755 | -0,0056 | 0,0792 | 0,2206 | 0,0012 | 0,1866 |
| 12 | 0,7214 | 0,6006 | 0,0307 | -0,0207 | 0,1822 | -0,0041 | 0,1434 |
| 13 | 0,0558 | 0,0403 | -0,0247 | -0,036 | 0,135 | -0,027 | 0,0983 |
| 14 | -0,0548 | -0,0279 | 0,02 | -0,0332 | 0,097 | -0,0421 | 0,0553 |
| 15 | -0,1421 | -0,1787 | -0,0689 | 0,0511 | 0,0507 | -0,0713 | 0,0113 |
| 16 | -0,0134 | -0,0387 | 0,0473 | -0,0685 | 0,0118 | -0,0932 | -0,0299 |
| 17 | 0,0269 | 0,0285 | -0,0526 | -0,0642 | -0,0289 | -0,1186 | -0,0694 |
| 18 | 0,4069 | 0,2908 | -0,0374 | -0,0386 | -0,0651 | -0,1372 | -0,1052 |
| 19 | 0,0421 | 0,0382 | 0,0821 | -0,0449 | -0,09 | -0,1411 | -0,136 |
| 20 | -0,027 | -0,0031 | 0,0389 | 0,0207 | -0,122 | -0,159 | -0,1674 |
| 21 | -0,1553 | -0,195 | -0,0575 | 0,0387 | -0,1554 | -0,1852 | -0,1986 |
| 22 | -0,005 | -0,0135 | 0,0219 | -0,0157 | -0,1826 | -0,2091 | -0,2271 |
| 23 | 0,0502 | 0,0451 | 0,0633 | 0,051 | -0,2187 | -0,2483 | -0,2538 |
| 24 | 0,6324 | 0,5561 | 0,0171 | -0,0309 | -0,2448 | -0,2679 | -0,2703 |
| 25 | 0,0299 | 0,0309 | -0,0483 | -0,0127 | -0,2365 | -0,2299 | -0,2692 |
| 26 | -0,0734 | -0,0308 | -0,0437 | 0,0347 | -0,2273 | -0,1896 | -0,2628 |
| 27 | -0,15 | -0,2253 | 0,0228 | -0,0534 | -0,2338 | -0,1772 | -0,2592 |
| 28 | -0,0222 | -0,0709 | 0,0372 | 0,0373 | -0,2287 | -0,1553 | -0,2536 |
| 29 | 0,0162 | 0,0119 | 0,0554 | -0,0353 | -0,2336 | -0,1491 | -0,2499 |
| 30 | 0,3169 | 0,2073 | 0,0476 | -0,0344 | -0,2259 | -0,1283 | -0,2435 |
| 31 | -0,0165 | -0,0419 | -0,1176 | 0,0168 | -0,2285 | -0,1223 | -0,2394 |
| 32 | -0,0441 | -0,1029 | -0,0603 | -0,0675 | -0,2214 | -0,1054 | -0,2343 |
| 33 | -0,1794 | -0,2525 | -0,0102 | 0,0138 | -0,2185 | -0,0989 | -0,2323 |
| 34 | -0,0135 | -0,003 | 0,0623 | 0,067 | -0,2284 | -0,1166 | -0,2358 |
| 35 | 0,0278 | 0,0287 | 0,0355 | -0,0603 | -0,2335 | -0,1314 | -0,239 |
| 36 | 0,5958 | 0,4774 | -0,0575 | -0,0047 | -0,2398 | -0,146 | -0,2405 |
| 37 | 0,0114 | 0,0302 | -0,0388 | 0,0352 | -0,2342 | -0,1416 | -0,2362 |
| 38 | -0,08 | -0,0506 | -0,0707 | -0,0254 | -0,228 | -0,1346 | -0,229 |
| 39 | -0,1652 | -0,1769 | -0,0485 | -0,0196 | -0,2203 | -0,1256 | -0,2199 |
| 40 | -0,022 | -0,0251 | -0,0654 | -0,1156 | -0,2085 | -0,1127 | -0,2085 |

Berechnet in STATA

Tabelle 267 Partielle Autokorrelation der Renditenreihen in monatlicher Periodizität für UK-Märkte

| PAC (Lag) | UK CPI ALL ITEMS NADJ | UK RPI NADJ | FTSE 100 PI | JPM UK Govt. Bond PI | IPD UK Monthly Capital Index | Bond & Hwang (monthly) | Bond & Hwang (monthly, AR 3) |
|-----------|--------------------------|-------------|-------------|----------------------------|------------------------------------|------------------------------|---------------------------------|
| 1 | 0,1044 | 0,2207 | 0,0651 | 0,0954 | 0,9047 | 0,8470 | 0,9570 |
| 2 | -0,0219 | 0,0368 | -0,1096 | -0,1232 | 0,0287 | -0,0947 | -0,3843 |
| 3 | -0,1426 | -0,1463 | -0,0133 | 0,0421 | 0,0565 | 0,0422 | -0,0434 |
| 4 | 0,0156 | 0,0978 | 0,1032 | -0,0551 | -0,2030 | -0,1868 | -0,1885 |
| 5 | 0,0179 | 0,0893 | -0,0254 | 0,0003 | 0,0326 | 0,0589 | 0,0909 |
| 6 | 0,4040 | 0,2729 | -0,0055 | -0,0880 | -0,0342 | -0,0523 | -0,0697 |
| 7 | -0,0318 | -0,1316 | -0,0093 | -0,0880 | -0,1131 | -0,1137 | -0,0588 |
| 8 | 0,0133 | -0,0425 | -0,0303 | 0,0427 | 0,0206 | 0,0334 | 0,0951 |
| 9 | -0,0694 | -0,1110 | -0,0203 | -0,0212 | 0,0639 | 0,0659 | 0,0547 |
| 10 | 0,0102 | 0,0551 | 0,0170 | 0,0352 | 0,0518 | 0,0527 | -0,0043 |
| 11 | 0,1100 | 0,0533 | -0,0079 | 0,0695 | -0,0086 | -0,0030 | -0,0630 |
| 12 | 0,6765 | 0,5816 | 0,0363 | -0,0336 | -0,0587 | -0,0469 | -0,0788 |
| 13 | -0,1181 | -0,2761 | -0,0302 | -0,0322 | -0,0774 | -0,0595 | -0,0564 |
| 14 | -0,1193 | -0,0600 | 0,0287 | -0,0504 | -0,0122 | -0,0109 | -0,0157 |
| 15 | -0,0123 | -0,0766 | -0,0796 | 0,0734 | -0,0983 | -0,0994 | -0,0781 |
| 16 | 0,0422 | -0,0924 | 0,0594 | -0,1021 | 0,0184 | 0,0139 | 0,0335 |
| 17 | 0,0355 | -0,0240 | -0,0711 | -0,0170 | -0,0685 | -0,0746 | -0,0586 |
| 18 | 0,0716 | 0,1508 | -0,0299 | -0,0575 | 0,0384 | 0,0396 | 0,0434 |
| 19 | -0,0712 | 0,1457 | 0,1056 | -0,0659 | 0,0110 | -0,0074 | -0,0517 |
| 20 | -0,0661 | 0,0108 | 0,0022 | 0,0232 | -0,0754 | -0,0916 | -0,1051 |
| 21 | -0,0018 | -0,0751 | -0,0282 | 0,0230 | -0,0638 | -0,0780 | -0,0535 |
| 22 | 0,0663 | -0,0579 | 0,0456 | -0,0006 | -0,0627 | -0,0896 | -0,0470 |
| 23 | -0,0869 | -0,0196 | 0,0400 | 0,0369 | -0,0877 | -0,1107 | -0,0260 |
| 24 | 0,2509 | 0,3510 | 0,0049 | -0,0653 | -0,0103 | -0,0101 | 0,0872 |
| 25 | -0,0336 | -0,1394 | -0,0322 | 0,0010 | 0,2042 | 0,2120 | 0,1847 |
| 26 | -0,0486 | 0,0176 | -0,0468 | 0,0133 | 0,0820 | 0,0718 | -0,0729 |
| 27 | -0,0251 | -0,2193 | 0,0161 | -0,0433 | -0,1067 | -0,0915 | -0,1634 |
| 28 | -0,0461 | -0,0686 | 0,0113 | 0,0735 | -0,0644 | -0,0470 | -0,0573 |
| 29 | 0,0016 | -0,0842 | 0,0871 | -0,0681 | -0,1501 | -0,1264 | -0,0893 |
| 30 | -0,1545 | -0,0552 | 0,0509 | -0,0172 | 0,0864 | 0,0748 | 0,0764 |
| 31 | -0,0992 | 0,0572 | -0,1510 | -0,0092 | -0,2290 | -0,2244 | -0,1765 |
| 32 | 0,0222 | -0,0824 | -0,0475 | -0,0868 | 0,1523 | 0,1687 | 0,2065 |
| 33 | -0,0642 | 0,0571 | -0,0574 | 0,0459 | -0,0179 | -0,0370 | -0,0998 |
| 34 | 0,0181 | 0,1270 | 0,0619 | 0,0312 | 0,0060 | 0,0011 | -0,0376 |
| 35 | -0,0617 | -0,0251 | 0,0605 | -0,0665 | -0,0683 | -0,0868 | -0,1180 |
| 36 | 0,2814 | 0,2036 | -0,0664 | -0,0256 | -0,1729 | -0,1619 | -0,1078 |
| 37 | -0,0222 | 0,0056 | 0,0007 | 0,0334 | 0,0817 | 0,0783 | 0,1031 |
| 38 | 0,0570 | -0,0385 | -0,1354 | -0,0569 | -0,1267 | -0,1462 | -0,1276 |
| 39 | -0,0637 | 0,0330 | -0,0949 | -0,0322 | 0,0449 | 0,0366 | 0,0795 |
| 40 | 0,0169 | 0,0094 | -0,0621 | -0,1192 | -0,0312 | -0,0557 | -0,0442 |

Berechnet in STATA

Tabelle 268 A Autokorrelation der Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für UK-Märkte

| AC (Lag) | UK CPI ALL ITEMS NADJ | UK RPI NADJ | FTSE 100 PI | JPM UK Govt. Bond PI | IPD UK Monthly Capital Index | FRZ | FGW |
|----------|--------------------------|-------------|-------------|-------------------------|------------------------------------|---------|---------|
| 1 | 0,1247 | 0,3341 | 0,0086 | -0,0292 | 0,7863 | 0,0142 | 0,0922 |
| 2 | 0,1497 | 0,0707 | -0,0290 | -0,2102 | 0,5388 | -0,0183 | -0,0422 |
| 3 | 0,1634 | 0,1036 | -0,0592 | 0,1040 | 0,3195 | -0,0646 | -0,2366 |
| 4 | 0,5888 | 0,3983 | 0,0335 | -0,0256 | 0,1942 | 0,1202 | 0,0881 |
| 5 | 0,0957 | 0,0808 | -0,0590 | -0,0424 | 0,0590 | -0,0405 | -0,0182 |
| 6 | 0,2025 | 0,0042 | 0,0106 | -0,1418 | -0,0590 | -0,0502 | -0,0068 |
| 7 | 0,0817 | 0,0787 | 0,0134 | 0,0206 | -0,1569 | 0,0152 | -0,0804 |
| 8 | 0,4643 | 0,3264 | 0,0410 | 0,0199 | -0,2512 | -0,2432 | -0,2153 |
| 9 | 0,0541 | -0,0221 | 0,0454 | -0,0357 | -0,2462 | 0,0091 | 0,0644 |
| 10 | 0,0410 | -0,1440 | -0,0330 | 0,0153 | -0,2447 | -0,0487 | -0,0231 |
| 11 | -0,0142 | -0,0623 | 0,0038 | -0,0042 | -0,2351 | 0,0241 | 0,0310 |
| 12 | 0,4390 | 0,2611 | -0,0807 | -0,0248 | -0,2518 | -0,1046 | -0,0635 |
| 13 | -0,0482 | -0,0038 | -0,2046 | -0,1767 | -0,2339 | -0,0393 | 0,0009 |
| 14 | 0,0393 | -0,1206 | -0,0909 | -0,0831 | -0,2030 | -0,0826 | -0,1264 |
| 15 | -0,0419 | -0,0532 | -0,0068 | -0,0512 | -0,1457 | 0,0294 | 0,0161 |
| 16 | 0,2677 | 0,1611 | 0,1082 | 0,0547 | -0,1120 | -0,0220 | 0,0191 |
| 17 | -0,0159 | -0,0796 | -0,0275 | 0,0374 | -0,0821 | -0,0145 | 0,0238 |
| 18 | 0,0027 | -0,1549 | -0,0004 | -0,0561 | -0,0558 | 0,0092 | -0,0206 |
| 19 | -0,0554 | -0,0624 | -0,1085 | 0,0463 | -0,0296 | -0,0194 | -0,0315 |
| 20 | 0,2157 | 0,1891 | -0,1430 | 0,1403 | 0,0096 | 0,0320 | 0,0102 |
| 21 | -0,0567 | -0,0246 | -0,0252 | 0,0738 | 0,0431 | -0,0024 | 0,0333 |
| 22 | -0,0112 | -0,1182 | 0,0398 | -0,0201 | 0,0759 | 0,0651 | 0,0416 |
| 23 | -0,1082 | -0,0758 | -0,0063 | 0,0233 | 0,0783 | 0,0168 | 0,0237 |
| 24 | 0,1645 | 0,1676 | 0,0599 | 0,0704 | 0,0651 | 0,0088 | 0,0180 |
| 25 | -0,0490 | -0,0187 | 0,1659 | -0,0663 | 0,0365 | -0,0124 | -0,0289 |
| 26 | -0,0464 | -0,1044 | 0,1388 | 0,0310 | 0,0039 | -0,0029 | 0,0031 |
| 27 | -0,1879 | -0,0876 | 0,0130 | 0,0177 | -0,0227 | -0,0149 | -0,0194 |
| 28 | 0,1569 | 0,2308 | -0,1102 | 0,0486 | -0,0325 | -0,0101 | -0,0085 |
| 29 | -0,0473 | 0,0310 | 0,0229 | 0,0002 | -0,0327 | -0,0041 | -0,0213 |
| 30 | -0,1034 | -0,1231 | -0,0358 | -0,1430 | -0,0293 | 0,0202 | 0,0567 |
| 31 | -0,1704 | -0,0393 | 0,0720 | 0,1341 | -0,0345 | -0,0104 | -0,0059 |
| 32 | 0,1053 | 0,1891 | 0,0769 | 0,0241 | -0,0356 | -0,0052 | -0,0004 |
| 33 | -0,1381 | -0,0074 | 0,0044 | -0,1994 | -0,0347 | -0,0166 | -0,0116 |
| 34 | -0,0804 | -0,1438 | 0,0444 | -0,1410 | -0,0276 | 0,0049 | 0,0037 |
| 35 | -0,2132 | -0,1138 | -0,0710 | 0,0161 | -0,0283 | -0,0005 | 0,0117 |
| 36 | 0,0408 | 0,0879 | 0,0019 | -0,0338 | -0,0349 | 0,0090 | 0,0147 |
| 37 | -0,1274 | -0,0498 | -0,0996 | -0,0422 | -0,0453 | -0,0298 | -0,0432 |
| 38 | -0,0772 | -0,0920 | -0,0202 | 0,0703 | -0,0421 | -0,0612 | -0,0621 |
| 39 | -0,2511 | -0,0385 | -0,0382 | -0,0530 | -0,0129 | 0,0253 | 0,0132 |
| 40 | 0,0627 | 0,1487 | 0,0117 | 0,0594 | 0,0037 | 0,0099 | 0,0176 |

Berechnet in STATA

Panel B Autokorrelation der Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für UK-Märkte

| AC (Lag) | FGW (nominal returns) | Real | Bond & Hwang (monthly) | Bond & Hwang (monthly, AR 3) | Bond & Hwang (quarterly) | Bond & Hwang (quarterly, AR 4) |
|----------|-----------------------------|---------|------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|--------------------------------------|
| 1 | 0,1189 | 0,1741 | 0,6085 | 0,8267 | 0,7798 | 0,8934 |
| 2 | -0,0479 | 0,0018 | 0,2398 | 0,5399 | 0,4750 | 0,6901 |
| 3 | -0,2110 | -0,1195 | 0,0124 | 0,3041 | 0,2141 | 0,4709 |
| 4 | 0,0745 | 0,0715 | -0,0091 | 0,1497 | 0,0662 | 0,2830 |
| 5 | 0,0108 | -0,0237 | -0,0755 | 0,0142 | -0,0648 | 0,1125 |
| 6 | -0,0176 | 0,0184 | -0,1384 | -0,1045 | -0,1719 | -0,0350 |
| 7 | -0,0184 | -0,0700 | -0,1969 | -0,2043 | -0,2551 | -0,1558 |
| 8 | -0,2284 | -0,2278 | -0,2828 | -0,2735 | -0,3200 | -0,2459 |
| 9 | 0,0076 | 0,0592 | -0,1950 | -0,2723 | -0,2871 | -0,2833 |
| 10 | -0,0170 | -0,0422 | -0,1455 | -0,2571 | -0,2548 | -0,2995 |
| 11 | 0,0604 | 0,0368 | -0,1127 | -0,2458 | -0,2273 | -0,3029 |
| 12 | -0,1038 | -0,0651 | -0,1545 | -0,2474 | -0,2279 | -0,3025 |
| 13 | -0,0490 | -0,0282 | -0,1387 | -0,2294 | -0,2001 | -0,2831 |
| 14 | -0,0809 | -0,0892 | -0,1070 | -0,1900 | -0,1581 | -0,2485 |
| 15 | 0,0336 | 0,0601 | -0,0342 | -0,1369 | -0,0954 | -0,2003 |
| 16 | -0,0047 | 0,0358 | -0,0164 | -0,0977 | -0,0570 | -0,1557 |
| 17 | -0,0045 | 0,0013 | -0,0078 | -0,0683 | -0,0295 | -0,1146 |
| 18 | -0,0022 | -0,0078 | -0,0058 | -0,0431 | -0,0083 | -0,0761 |
| 19 | -0,0269 | -0,0543 | -0,0002 | -0,0125 | 0,0142 | -0,0376 |
| 20 | 0,0204 | 0,0180 | 0,0338 | 0,0251 | 0,0508 | 0,0034 |
| 21 | 0,0006 | 0,0266 | 0,0654 | 0,0628 | 0,0854 | 0,0399 |
| 22 | 0,0634 | 0,0374 | 0,1062 | 0,0918 | 0,1166 | 0,0671 |
| 23 | 0,0220 | 0,0307 | 0,1010 | 0,0958 | 0,1169 | 0,0742 |
| 24 | 0,0135 | 0,0124 | 0,0786 | 0,0786 | 0,0965 | 0,0638 |
| 25 | -0,0207 | -0,0155 | 0,0381 | 0,0452 | 0,0580 | 0,0396 |
| 26 | -0,0117 | -0,0220 | -0,0031 | 0,0105 | 0,0160 | 0,0107 |
| 27 | -0,0221 | -0,0302 | -0,0333 | -0,0192 | -0,0163 | -0,0141 |
| 28 | -0,0075 | -0,0280 | -0,0352 | -0,0323 | -0,0293 | -0,0293 |
| 29 | 0,0010 | 0,0016 | -0,0225 | -0,0320 | -0,0295 | -0,0367 |
| 30 | 0,0240 | 0,0388 | -0,0087 | -0,0296 | -0,0245 | -0,0399 |
| 31 | -0,0089 | -0,0426 | -0,0143 | -0,0314 | -0,0267 | -0,0434 |
| 32 | -0,0096 | -0,0389 | -0,0163 | -0,0332 | -0,0257 | -0,0447 |
| 33 | -0,0194 | -0,0186 | -0,0129 | -0,0301 | -0,0223 | -0,0441 |
| 34 | 0,0100 | 0,0009 | 0,0014 | -0,0249 | -0,0143 | -0,0417 |
| 35 | 0,0119 | -0,0031 | 0,0007 | -0,0251 | -0,0154 | -0,0421 |
| 36 | 0,0032 | -0,0161 | -0,0133 | -0,0317 | -0,0244 | -0,0448 |
| 37 | -0,0409 | -0,0471 | -0,0409 | -0,0426 | -0,0364 | -0,0466 |
| 38 | -0,0661 | -0,0619 | -0,0425 | -0,0370 | -0,0308 | -0,0397 |
| 39 | 0,0182 | 0,0266 | 0,0083 | -0,0104 | 0,0019 | -0,0225 |
| 40 | 0,0186 | 0,0257 | 0,0351 | 0,0104 | 0,0229 | -0,0092 |

Berechnet in STATA

Tabelle 269 A Partielle Autokorrelation der Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für UK-Märkte

| PAC (Lag) | UK CPI ALL ITEMS NADJ | UK RPI NADJ | FTSE 100 PI | JPM UK Govt. Bond PI | IPD UK Monthly Capital Index | FRZ | FGW |
|-----------|--------------------------|-------------|-------------|-------------------------|------------------------------------|---------|---------|
| 1 | 0,1268 | 0,3355 | 0,0085 | -0,0294 | 0,7863 | 0,0142 | 0,0922 |
| 2 | 0,1387 | -0,0479 | -0,0302 | -0,2150 | -0,2079 | -0,0185 | -0,0507 |
| 3 | 0,1367 | 0,1116 | -0,0621 | 0,0995 | -0,0771 | -0,0643 | -0,2323 |
| 4 | 0,5817 | 0,3855 | 0,0350 | -0,0634 | 0,0818 | 0,1241 | 0,1329 |
| 5 | -0,0162 | -0,2288 | -0,0617 | -0,0106 | -0,1894 | -0,0571 | -0,0665 |
| 6 | 0,1236 | 0,0701 | 0,0136 | -0,1880 | -0,0712 | -0,0582 | -0,0651 |
| 7 | -0,1198 | 0,0619 | 0,0193 | 0,0356 | -0,0630 | 0,0322 | -0,0355 |
| 8 | 0,2051 | 0,1814 | 0,0436 | -0,0544 | -0,2111 | -0,3529 | -0,3268 |
| 9 | -0,0894 | -0,3080 | 0,0524 | 0,0007 | 0,2815 | 0,3623 | 0,4059 |
| 10 | -0,2253 | -0,1328 | -0,0500 | -0,0111 | -0,4142 | -0,0973 | -0,2462 |
| 11 | -0,1657 | 0,0397 | -0,0001 | -0,0045 | -0,0624 | -0,1312 | -0,0116 |
| 12 | 0,2662 | 0,3129 | -0,1091 | -0,0809 | 0,0037 | 0,0617 | 0,1401 |
| 13 | -0,1160 | -0,1245 | -0,2779 | -0,2428 | -0,2588 | -0,2037 | -0,2429 |
| 14 | 0,1238 | -0,0543 | -0,1633 | -0,1132 | 0,0021 | -0,3148 | -0,3281 |
| 15 | -0,0916 | -0,0216 | -0,0460 | -0,1725 | 0,1621 | 0,1737 | 0,1052 |
| 16 | -0,0003 | -0,0096 | 0,1445 | 0,0695 | -0,3995 | -0,1333 | -0,1245 |
| 17 | 0,1423 | -0,1335 | 0,0110 | -0,0581 | 0,0149 | -0,1447 | 0,0156 |
| 18 | -0,0678 | -0,0634 | 0,0249 | -0,0663 | -0,0228 | 0,0514 | -0,2430 |
| 19 | -0,0214 | -0,0359 | -0,0941 | -0,0676 | -0,1280 | -0,3418 | -0,2071 |
| 20 | 0,0354 | 0,1228 | -0,2031 | 0,1230 | 0,3054 | 0,0669 | -0,0831 |
| 21 | -0,0840 | -0,0708 | -0,0048 | 0,0816 | -0,0613 | -0,1084 | -0,1303 |
| 22 | 0,0772 | 0,0068 | 0,0719 | 0,0559 | 0,0681 | 0,1030 | -0,0310 |
| 23 | -0,2189 | -0,1154 | -0,0020 | 0,0570 | -0,1303 | 0,2326 | 0,3909 |
| 24 | 0,0241 | 0,1660 | 0,0780 | 0,1161 | -0,3170 | -0,1100 | -0,3177 |
| 25 | 0,0446 | -0,0677 | 0,2181 | -0,0680 | -0,0871 | -0,1751 | -0,2571 |
| 26 | -0,1590 | 0,0297 | 0,2415 | 0,1550 | -0,0651 | 0,0318 | 0,1720 |
| 27 | -0,2132 | -0,1500 | 0,0676 | -0,0363 | -0,1515 | -0,3504 | -0,3822 |
| 28 | 0,1066 | 0,5119 | -0,2719 | 0,1455 | 0,2573 | 0,0338 | -0,3592 |
| 29 | 0,0492 | -0,0102 | -0,0025 | 0,0185 | -0,2181 | -0,0460 | 0,1309 |
| 30 | -0,0785 | -0,2478 | -0,1097 | -0,1600 | -0,1528 | 0,1570 | 0,2660 |
| 31 | -0,1009 | 0,2630 | 0,0524 | 0,2453 | -0,4172 | -0,3546 | -0,4049 |
| 32 | -0,0284 | 0,0514 | -0,0231 | -0,0649 | 0,0843 | 0,1029 | -0,2129 |
| 33 | -0,0976 | -0,2453 | -0,3138 | -0,1775 | -0,2377 | -0,5713 | -0,1989 |
| 34 | -0,1415 | -0,2138 | -0,1092 | -0,1550 | 0,3584 | 0,0682 | -0,3123 |
| 35 | -0,1632 | -0,1704 | -0,2764 | -0,0631 | -0,2152 | -0,0639 | -0,1236 |
| 36 | -0,0895 | 0,0078 | 0,1130 | -0,2415 | 0,0314 | 0,8506 | 0,3787 |
| 37 | -0,0790 | 0,0513 | -0,1942 | -0,0766 | -0,6295 | -0,5482 | -0,5933 |
| 38 | 0,0348 | 0,1089 | -0,2148 | 0,0601 | 0,8354 | 0,0365 | 0,3991 |
| 39 | -0,1761 | 0,1780 | -0,0557 | -0,2124 | 0,1488 | 0,8343 | -0,2368 |
| 40 | 0,2272 | 0,0806 | -0,2249 | -0,0691 | -0,5144 | 0,6759 | 0,6536 |

Berechnet in STATA

Panel B Partielle Autokorrelation der Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für UK-Märkte

| PAC (Lag) | FGW (nominal returns) | Real | Bond & Hwang (monthly) | Bond & Hwang (monthly, AR 3) | Bond & Hwang (quarterly) | Bond & Hwang (quarterly, AR 4) |
|-----------|-----------------------------|---------|------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|--------------------------------------|
| 1 | 0,1190 | 0,1742 | 0,6085 | 0,8268 | 0,7801 | 0,8937 |
| 2 | -0,0628 | -0,0287 | -0,2070 | -0,4533 | -0,3396 | -0,5361 |
| 3 | -0,2033 | -0,1191 | -0,0613 | 0,1228 | -0,0453 | 0,0236 |
| 4 | 0,1265 | 0,1203 | 0,0997 | -0,0355 | 0,0641 | 0,0163 |
| 5 | -0,0369 | -0,0687 | -0,1837 | -0,1973 | -0,2271 | -0,2230 |
| 6 | -0,0628 | 0,0185 | -0,0890 | -0,0186 | -0,0803 | -0,0193 |
| 7 | 0,0323 | -0,0649 | -0,1102 | -0,1463 | -0,0993 | -0,0826 |
| 8 | -0,3338 | -0,2972 | -0,2680 | -0,0976 | -0,1984 | -0,1291 |
| 9 | 0,3882 | 0,4449 | 0,3434 | 0,1839 | 0,2732 | 0,1834 |
| 10 | -0,1269 | -0,2603 | -0,3791 | -0,4743 | -0,4484 | -0,4731 |
| 11 | -0,1211 | 0,1661 | -0,0755 | 0,1884 | -0,0172 | 0,1016 |
| 12 | 0,0854 | -0,0094 | -0,0132 | -0,2712 | -0,0273 | -0,0766 |
| 13 | -0,2300 | -0,2107 | -0,2708 | -0,1671 | -0,2537 | -0,2104 |
| 14 | -0,2564 | -0,0331 | -0,0398 | 0,1565 | 0,0342 | 0,1022 |
| 15 | 0,2023 | 0,0351 | 0,1755 | -0,1006 | 0,0853 | -0,0218 |
| 16 | -0,1468 | 0,0938 | -0,3841 | -0,3290 | -0,4319 | -0,3893 |
| 17 | -0,1769 | -0,0285 | -0,0483 | 0,0924 | 0,0278 | 0,1818 |
| 18 | 0,0689 | -0,1314 | -0,1268 | -0,1634 | -0,0701 | -0,0263 |
| 19 | -0,3824 | -0,0996 | -0,2325 | 0,1104 | -0,1075 | -0,0041 |
| 20 | 0,0399 | 0,0524 | 0,2311 | 0,1627 | 0,3157 | 0,2706 |
| 21 | -0,0943 | -0,0616 | -0,0171 | -0,0504 | -0,0649 | -0,2226 |
| 22 | 0,1039 | 0,0108 | 0,1892 | 0,0780 | 0,1058 | -0,0304 |
| 23 | 0,2218 | 0,3070 | 0,0124 | -0,3208 | -0,1284 | -0,2670 |
| 24 | -0,1333 | 0,0256 | -0,2310 | -0,1018 | -0,2709 | -0,2338 |
| 25 | -0,1797 | -0,0803 | -0,0906 | -0,1429 | -0,0409 | 0,0437 |
| 26 | 0,0557 | -0,0217 | -0,0937 | -0,0219 | -0,0585 | -0,0371 |
| 27 | -0,3717 | -0,3856 | -0,1966 | -0,0894 | -0,0843 | -0,0276 |
| 28 | 0,1080 | 0,0656 | 0,3219 | 0,2151 | 0,3010 | 0,1678 |
| 29 | -0,0179 | 0,0694 | -0,0617 | -0,2507 | -0,2327 | -0,4215 |
| 30 | 0,1507 | 0,4529 | -0,0394 | -0,2118 | -0,1554 | -0,1852 |
| 31 | -0,3767 | -0,5742 | -0,3960 | -0,2694 | -0,3962 | -0,2570 |
| 32 | 0,0971 | -0,2608 | -0,0488 | -0,0106 | 0,0840 | 0,2137 |
| 33 | -0,6068 | -0,1954 | -0,3193 | -0,1076 | -0,2387 | -0,1500 |
| 34 | 0,2490 | -0,0114 | 0,2764 | 0,3100 | 0,3395 | 0,3145 |
| 35 | 0,0457 | -0,1624 | -0,1693 | -0,2507 | -0,2867 | -0,3955 |
| 36 | 0,5576 | 0,3170 | 0,0469 | -0,0927 | -0,0104 | 0,0379 |
| 37 | -0,6616 | -0,6560 | -0,8066 | -0,4438 | -0,5188 | -0,2811 |
| 38 | 0,1114 | 0,3470 | 0,7477 | 1,0594 | 0,9362 | 0,7778 |
| 39 | 0,8852 | 0,0728 | 0,4412 | -0,2866 | 0,0805 | -0,5598 |
| 40 | 0,4534 | 0,5532 | -0,1052 | -0,4232 | -0,4364 | -0,7271 |

Berechnet in STATA

Tabelle 270 A Autokorrelation der Renditenreihen in jährlicher Periodizität für UK-Märkte

| AC (Lag) | UK CPI ALL ITEMS NADJ | UK RPI NADJ | FTSE 100 Price Index | JPM UK Govt, Bond Price Index | IPD UK Monthly Capital Index | Blundell & Ward |
|----------|--------------------------|-------------|-------------------------|-------------------------------------|---------------------------------------|--------------------|
| 1 | 0,7562 | 0,5502 | -0,0305 | -0,3627 | 0,4157 | 0,1677 |
| 2 | 0,4999 | 0,2229 | 0,0273 | 0,0023 | -0,2614 | -0,406 |
| 3 | 0,2877 | 0,0153 | -0,2717 | -0,1295 | -0,3699 | -0,2523 |
| 4 | 0,1770 | -0,0418 | -0,0082 | -0,1703 | -0,2189 | -0,1386 |
| 5 | 0,0668 | -0,0706 | -0,2912 | 0,3012 | 0,0231 | 0,1471 |
| 6 | -0,0177 | -0,0175 | 0,3297 | 0,0448 | 0,0623 | 0,0688 |
| 7 | -0,1018 | 0,0669 | 0,0846 | 0,0054 | -0,0284 | -0,0467 |
| 8 | -0,1896 | -0,0119 | 0,1559 | -0,1573 | -0,0567 | -0,0064 |
| 9 | -0,2923 | -0,0738 | -0,2437 | -0,0966 | -0,0544 | -0,0419 |
| 10 | -0,3398 | -0,1246 | -0,0061 | 0,1056 | -0,0249 | |

Berechnet in STATA

Panel B Autokorrelation der Renditenreihen in jährlicher Periodizität für UK-Märkte

| AC (Lag) | FRZ | FGW | FGW (nominal returns) | Real | Bond & Hwang (monthly) | Bond & Hwang (monthly, AR 3) |
|----------|---------|---------|-----------------------------|---------|------------------------------|---------------------------------|
| 1 | -0,1396 | -0,2266 | -0,2126 | -0,1439 | 0,0839 | 0,3878 |
| 2 | -0,3051 | -0,2702 | -0,2515 | -0,231 | -0,3804 | -0,31 |
| 3 | -0,0754 | -0,0364 | -0,0482 | -0,0445 | -0,2612 | -0,3745 |
| 4 | -0,0223 | 0,0166 | -0,0049 | 0,0412 | -0,0844 | -0,2027 |
| 5 | 0,0698 | 0,0467 | 0,0532 | 0,0357 | 0,1106 | 0,0444 |
| 6 | 0,0312 | 0,0321 | 0,0182 | 0,0109 | 0,0927 | 0,0836 |
| 7 | -0,0136 | -0,02 | -0,0094 | -0,0258 | -0,017 | -0,0237 |
| 8 | -0,0317 | -0,0099 | -0,0255 | -0,0437 | -0,0391 | -0,0475 |
| 9 | -0,0336 | -0,0227 | -0,0367 | -0,0626 | -0,031 | -0,0473 |
| 10 | | | | | 0,0081 | -0,0188 |

Berechnet in STATA

Panel C Autokorrelation der Renditenreihen in jährlicher Periodizität für UK-Märkte

| AC (Lag) | Bond & Hwang (quarterly) | Bond & Hwang (quarterly, AR 4) | Geltner (nominal returns, a=1/2) | Geltner (a=1/2) | Barkham & Geltner (a=5/8) | Barkham & Geltner (a=3/4) |
|----------|--------------------------------|--------------------------------------|--|--------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| | 0,2902 | 0,4507 | 0,1342 | 0,2441 | 0,1857 | 0,2451 |
| | -0,4091 | -0,2376 | -0,4215 | -0,36 | -0,3971 | -0,366 |
| | -0,3755 | -0,3778 | -0,2373 | -0,2666 | -0,2601 | -0,2858 |
| | -0,1491 | -0,228 | -0,1312 | -0,13 | -0,1429 | -0,1578 |
| | 0,1084 | -0,0066 | 0,1613 | 0,1316 | 0,1394 | 0,1131 |
| | 0,1157 | 0,061 | 0,0716 | 0,0601 | 0,0673 | 0,0624 |
| | -0,0155 | -0,0284 | -0,0468 | -0,064 | -0,0465 | -0,0456 |
| | -0,0448 | -0,0542 | -0,0014 | -0,0462 | -0,0091 | -0,0183 |
| | -0,0373 | -0,0541 | -0,0398 | -0,0737 | -0,043 | -0,0464 |
| | -0,0069 | -0,0276 | | | | |

Berechnet in STATA

Tabelle 271 A Partielle Autokorrelation der Renditenreihen in jährlicher Periodizität für UK-Märkte

| PAC (Lag) | UK CPI ALL ITEMS NADJ | UK RPI NADJ | FTSE 100 Price Index | JPM UK Govt, Bond Price Index | IPD UK Monthly Capital Index | Blundell & Ward |
|-----------|--------------------------|-------------|-------------------------|-------------------------------------|---------------------------------------|--------------------|
| 1 | 0,7643 | 0,5601 | -0,0304 | -0,3647 | 0,4192 | 0,1706 |
| 2 | -0,1656 | -0,139 | 0,0277 | -0,1456 | -0,5351 | -0,4745 |
| 3 | -0,0418 | -0,1212 | -0,4049 | -0,221 | -0,2237 | -0,2303 |
| 4 | 0,0988 | -0,0414 | 0,0502 | -0,3973 | -0,3126 | -0,4757 |
| 5 | -0,0855 | -0,1331 | -0,4514 | 0,0781 | 0,1733 | 0,1976 |
| 6 | -0,1365 | 0,0498 | 0,5851 | 0,2504 | -0,4332 | -0,3554 |
| 7 | -0,0934 | 0,2326 | -0,1004 | 0,2478 | -0,0461 | -0,0635 |
| 8 | -0,1729 | -0,1098 | 0,0696 | -0,1159 | -0,2367 | -0,2199 |
| 9 | -0,2836 | -0,1437 | -0,9204 | -0,1627 | 0,1678 | 0,9843 |
| 10 | -0,0326 | 0,0062 | -0,7701 | -0,0703 | -0,1821 | |

Berechnet in STATA

Panel B Partielle Autokorrelation der Renditenreihen in jährlicher Periodizität für UK-Märkte

| PAC (Lag) | FRZ | FGW | FGW (nominal returns) | Real | Bond & Hwang (monthly) | Bond & Hwang (monthly, AR 3) |
|-----------|---------|---------|-----------------------------|---------|------------------------------|------------------------------------|
| 1 | -0,1402 | -0,2332 | -0,2175 | -0,1492 | 0,0839 | 0,3996 |
| 2 | -0,4746 | -0,4838 | -0,4511 | -0,3548 | -0,4868 | -0,5993 |
| 3 | -0,2097 | -0,2606 | -0,2581 | -0,1405 | -0,3336 | -0,2123 |
| 4 | -0,511 | -0,4598 | -0,454 | -0,1131 | -0,4533 | -0,337 |
| 5 | -0,2148 | -0,447 | -0,25 | -0,0927 | -0,0383 | 0,1863 |
| 6 | -0,1264 | -0,4297 | -0,1563 | 0,1146 | -0,1513 | -0,4666 |
| 7 | -0,1549 | -0,2992 | -0,0951 | -0,1701 | -0,1444 | 0,0277 |
| 8 | -0,1867 | -0,317 | -0,091 | -0,1861 | -0,2556 | -0,2239 |
| 9 | 0,2153 | -0,1634 | 0,2603 | -0,5706 | -0,0203 | 0,2193 |
| 10 | | | | | 0,5618 | -0,3105 |

Berechnet in STATA

Panel C Partielle Autokorrelation der Renditenreihen in jährlicher Periodizität für UK-Märkte

| PAC (Lag) | Bond & Hwang (quarterly) | Bond & Hwang (quarterly, AR 4) | Geltner (nominal returns, a=1/2) | Geltner (a=1/2) | Barkham & Geltner (a=5/8) | Barkham & Geltner (a=3/4) |
|-----------|--------------------------------|--------------------------------------|--|--------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| 1 | 0,3075 | 0,4582 | 0,1364 | 0,2472 | 0,1888 | 0,2485 |
| 2 | -0,566 | -0,7733 | -0,4873 | -0,4675 | -0,471 | -0,4729 |
| 3 | -0,2624 | -0,121 | -0,2324 | -0,1879 | -0,2303 | -0,2326 |
| 4 | -0,3903 | -0,2607 | -0,5015 | -0,3229 | -0,4618 | -0,4137 |
| 5 | 0,149 | 0,097 | 0,1875 | 0,257 | 0,2007 | 0,2028 |
| 6 | -0,3661 | -0,4569 | -0,343 | -0,3379 | -0,3613 | -0,3786 |
| 7 | -0,0354 | 0,0482 | -0,0671 | -0,0026 | -0,0633 | -0,0665 |
| 8 | -0,2588 | -0,0177 | -0,249 | -0,2407 | -0,2101 | -0,1902 |
| 9 | 0,1669 | 0,068 | 0,8601 | 1,2248 | 1,0245 | 1,0644 |
| 10 | -0,0809 | -0,3237 | | | | |

Berechnet in STATA

Tabelle 272 A Autokorrelation der Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für Märkte der USA

| AC (Lag) | CPI | S&P 500 COMPOSITE PI | BARCLAYS GVT/CORP. AAA | NCREIF Appreciation Index | FRZ | FGW |
|----------|---------|----------------------------|------------------------------|---------------------------------|---------|---------|
| 1 | 0,6947 | 0,0461 | -0,1389 | 0,7661 | 0,0417 | -0,0167 |
| 2 | 0,5659 | 0,0392 | -0,0538 | 0,6564 | -0,0580 | 0,2800 |
| 3 | 0,5896 | 0,0863 | 0,0507 | 0,4808 | 0,0318 | -0,0494 |
| 4 | 0,5042 | -0,0476 | -0,0107 | 0,4001 | 0,3227 | 0,3103 |
| 5 | 0,4869 | -0,1902 | -0,1638 | 0,1516 | -0,1828 | -0,2437 |
| 6 | 0,4764 | 0,0777 | 0,0181 | 0,0383 | -0,2361 | -0,0966 |
| 7 | 0,3757 | -0,0979 | -0,0998 | -0,0163 | -0,0674 | -0,1574 |
| 8 | 0,3075 | 0,0586 | -0,0665 | -0,0035 | 0,1144 | 0,1030 |
| 9 | 0,2354 | 0,0533 | 0,0702 | -0,0705 | -0,1211 | -0,1762 |
| 10 | 0,2114 | 0,0058 | -0,0161 | -0,0627 | -0,1056 | -0,0179 |
| 11 | 0,1502 | -0,0017 | 0,0130 | -0,0514 | 0,0256 | -0,0617 |
| 12 | 0,1291 | 0,0051 | -0,0707 | -0,0572 | 0,0473 | 0,0336 |
| 13 | 0,1056 | -0,1390 | 0,0866 | -0,1081 | -0,0765 | -0,0853 |
| 14 | 0,1011 | 0,0048 | 0,0866 | -0,1213 | -0,0934 | -0,0139 |
| 15 | 0,0515 | -0,0259 | -0,0992 | -0,1133 | -0,0024 | -0,0870 |
| 16 | 0,0363 | 0,0383 | -0,0593 | -0,0963 | 0,0183 | 0,0288 |
| 17 | 0,0422 | -0,0263 | 0,0084 | -0,1010 | -0,0740 | -0,0635 |
| 18 | 0,0065 | -0,0144 | -0,0581 | -0,0696 | -0,0112 | -0,0088 |
| 19 | -0,0007 | -0,1031 | -0,1568 | -0,0437 | 0,0198 | -0,0024 |
| 20 | 0,0364 | -0,1365 | 0,0847 | -0,0255 | -0,0182 | 0,0059 |
| 21 | 0,0185 | -0,1172 | -0,0541 | -0,0120 | 0,0082 | 0,0180 |
| 22 | 0,0475 | 0,0544 | 0,0519 | -0,0039 | 0,0123 | -0,0212 |
| 23 | 0,0168 | -0,0188 | 0,0452 | 0,0048 | 0,0249 | 0,0435 |
| 24 | 0,0113 | 0,0673 | -0,0369 | -0,0013 | -0,0420 | -0,0431 |
| 25 | -0,0146 | 0,2012 | -0,0062 | 0,0130 | 0,0317 | 0,0414 |
| 26 | -0,0254 | 0,1382 | 0,0055 | 0,0125 | 0,0160 | -0,0155 |
| 27 | 0,0198 | -0,0112 | 0,0304 | 0,0229 | 0,0184 | 0,0887 |
| 28 | 0,0445 | 0,0299 | 0,0610 | 0,0104 | -0,0396 | -0,0679 |
| 29 | 0,0429 | -0,0570 | -0,0492 | 0,0299 | 0,0730 | 0,0911 |
| 30 | 0,0456 | -0,0506 | 0,0782 | 0,0027 | 0,0193 | -0,0234 |
| 31 | 0,0372 | 0,0780 | 0,0120 | -0,0024 | 0,0486 | 0,0859 |
| 32 | 0,0414 | 0,0390 | -0,0947 | -0,0539 | -0,1089 | -0,1408 |
| 33 | 0,0703 | -0,0002 | -0,0941 | -0,0370 | 0,0221 | 0,0723 |
| 34 | 0,1082 | 0,0541 | -0,0139 | -0,0612 | -0,0198 | -0,0594 |
| 35 | 0,0834 | -0,0412 | -0,0544 | -0,0400 | 0,0339 | 0,0408 |
| 36 | 0,1083 | 0,0186 | 0,1607 | -0,0705 | -0,1052 | -0,1355 |
| 37 | 0,1171 | 0,0071 | 0,0023 | -0,0343 | 0,0400 | 0,1175 |
| 38 | 0,0931 | -0,1273 | -0,0294 | -0,0474 | 0,0247 | -0,0417 |
| 39 | 0,1056 | -0,0808 | 0,0146 | -0,0370 | 0,0667 | 0,1016 |
| 40 | 0,0970 | 0,0636 | 0,0931 | -0,0930 | -0,1031 | -0,1474 |

Berechnet in STATA

Panel B Autokorrelation der Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für Märkte der USA

| AC (Lag) | FGW (nominal returns) | Real (exog. volatility) | Real (endog. volatility) | Bond & Hwang | Bond & Hwang (market factor) | Bond & Hwang (appraisal seas.) |
|----------|-----------------------------|-------------------------------|--------------------------------|-----------------|---------------------------------------|---|
| 1 | -0,0725 | -0,1292 | -0,1265 | 0,5960 | 0,9236 | 0,9143 |
| 2 | 0,2255 | 0,2397 | 0,2396 | 0,4462 | 0,8017 | 0,7686 |
| 3 | -0,0999 | -0,1019 | -0,1100 | 0,2396 | 0,6444 | 0,5786 |
| 4 | 0,3195 | 0,3728 | 0,3709 | 0,2128 | 0,4865 | 0,3890 |
| 5 | -0,2466 | -0,2460 | -0,2524 | -0,1191 | 0,3077 | 0,1974 |
| 6 | -0,1016 | -0,0777 | -0,0872 | -0,2204 | 0,1728 | 0,0663 |
| 7 | -0,1594 | -0,1539 | -0,1618 | -0,2182 | 0,0851 | -0,0096 |
| 8 | 0,0992 | 0,1440 | 0,1350 | -0,1186 | 0,0338 | -0,0443 |
| 9 | -0,1443 | -0,1752 | -0,1737 | -0,1878 | -0,0115 | -0,0637 |
| 10 | -0,0432 | -0,0077 | -0,0133 | -0,1371 | -0,0337 | -0,0688 |
| 11 | -0,0292 | -0,0545 | -0,0530 | -0,0849 | -0,0509 | -0,0747 |
| 12 | 0,0392 | 0,0574 | 0,0571 | -0,0657 | -0,0788 | -0,1010 |
| 13 | -0,0800 | -0,0796 | -0,0797 | -0,1367 | -0,1103 | -0,1265 |
| 14 | -0,0615 | -0,0088 | -0,0188 | -0,1459 | -0,1292 | -0,1407 |
| 15 | -0,0322 | -0,0753 | -0,0695 | -0,1177 | -0,1337 | -0,1400 |
| 16 | 0,0114 | 0,0393 | 0,0357 | -0,0847 | -0,1285 | -0,1306 |
| 17 | -0,0655 | -0,0665 | -0,0711 | -0,0971 | -0,1193 | -0,1149 |
| 18 | -0,0029 | -0,0064 | -0,0061 | -0,0500 | -0,0978 | -0,0895 |
| 19 | 0,0103 | -0,0040 | -0,0012 | -0,0130 | -0,0742 | -0,0656 |
| 20 | -0,0179 | 0,0050 | 0,0005 | 0,0054 | -0,0525 | -0,0482 |
| 21 | 0,0212 | 0,0151 | 0,0151 | 0,0168 | -0,0350 | -0,0324 |
| 22 | -0,0037 | -0,0293 | -0,0273 | 0,0199 | -0,0218 | -0,0212 |
| 23 | 0,0398 | 0,0482 | 0,0489 | 0,0282 | -0,0128 | -0,0134 |
| 24 | -0,0497 | -0,0560 | -0,0573 | 0,0098 | -0,0070 | -0,0098 |
| 25 | 0,0542 | 0,0496 | 0,0497 | 0,0322 | 0,0005 | -0,0005 |
| 26 | -0,0168 | -0,0275 | -0,0256 | 0,0290 | 0,0061 | 0,0077 |
| 27 | 0,0549 | 0,0882 | 0,0830 | 0,0484 | 0,0099 | 0,0133 |
| 28 | -0,0581 | -0,0900 | -0,0885 | 0,0294 | 0,0087 | 0,0129 |
| 29 | 0,1064 | 0,0918 | 0,0939 | 0,0715 | 0,0077 | 0,0130 |
| 30 | -0,0323 | -0,0386 | -0,0402 | 0,0329 | -0,0051 | 0,0001 |
| 31 | 0,0927 | 0,0950 | 0,0952 | 0,0326 | -0,0207 | -0,0172 |
| 32 | -0,1376 | -0,1557 | -0,1549 | -0,0499 | -0,0428 | -0,0419 |
| 33 | 0,0711 | 0,0903 | 0,0900 | -0,0083 | -0,0523 | -0,0528 |
| 34 | -0,0844 | -0,0632 | -0,0685 | -0,0384 | -0,0626 | -0,0604 |
| 35 | 0,0779 | 0,0604 | 0,0657 | 0,0076 | -0,0644 | -0,0596 |
| 36 | -0,1323 | -0,1541 | -0,1524 | -0,0376 | -0,0711 | -0,0611 |
| 37 | 0,0924 | 0,1265 | 0,1237 | 0,0379 | -0,0682 | -0,0522 |
| 38 | -0,0399 | -0,0579 | -0,0553 | 0,0313 | -0,0747 | -0,0536 |
| 39 | 0,1108 | 0,1113 | 0,1142 | 0,0635 | -0,0868 | -0,0632 |
| 40 | -0,1243 | -0,1718 | -0,1652 | -0,0175 | -0,1168 | -0,0931 |

Berechnet in STATA

Tabelle 273 A Partielle Autokorrelation der Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für Märkte der USA

| PAC (Lag) | CPI | S&P 500 COMPOSITE PI | BARCLAYS GVT/CORP. AAA | NCREIF Appreciation Index | FRZ | FGW |
|-----------|---------|----------------------------|------------------------------|---------------------------------|---------|---------|
| 1 | 0,6947 | 0,0461 | -0,1390 | 0,7710 | 0,0419 | -0,0168 |
| 2 | 0,1719 | 0,0374 | -0,0759 | 0,1708 | -0,0601 | 0,2815 |
| 3 | 0,3085 | 0,0840 | 0,0326 | -0,1600 | 0,0374 | -0,0471 |
| 4 | 0,0005 | -0,0594 | -0,0016 | 0,0757 | 0,3220 | 0,2558 |
| 5 | 0,1635 | -0,2007 | -0,1685 | -0,4166 | -0,2297 | -0,2656 |
| 6 | 0,0849 | 0,1011 | -0,0357 | -0,0116 | -0,2337 | -0,3085 |
| 7 | -0,0459 | -0,0851 | -0,1282 | 0,2302 | -0,1013 | -0,0308 |
| 8 | -0,0472 | 0,1115 | -0,1035 | 0,0836 | 0,0458 | 0,1671 |
| 9 | -0,0932 | 0,0180 | 0,0218 | -0,0632 | 0,0202 | 0,0416 |
| 10 | 0,0582 | -0,0304 | -0,0411 | -0,0558 | 0,0098 | 0,0243 |
| 11 | -0,1108 | 0,0096 | 0,0104 | -0,0785 | 0,0165 | -0,0511 |
| 12 | 0,0781 | -0,0834 | -0,1566 | -0,1187 | -0,0922 | -0,1655 |
| 13 | -0,0383 | -0,1138 | 0,0657 | -0,0332 | -0,0599 | -0,0253 |
| 14 | 0,1603 | 0,0021 | 0,0897 | -0,0065 | -0,1708 | -0,0274 |
| 15 | -0,1434 | -0,0184 | -0,0670 | 0,0906 | -0,1329 | -0,1794 |
| 16 | 0,0571 | 0,1091 | -0,0765 | 0,1976 | 0,0475 | 0,0796 |
| 17 | -0,0207 | -0,0691 | -0,0555 | -0,0110 | -0,0404 | 0,0466 |
| 18 | -0,0717 | -0,0798 | -0,0590 | 0,0621 | 0,1525 | -0,0307 |
| 19 | 0,011 | -0,1479 | -0,1993 | -0,0667 | 0,0187 | 0,1072 |
| 20 | 0,0986 | -0,2220 | 0,0873 | -0,0848 | -0,1172 | -0,0131 |
| 21 | -0,0192 | -0,0933 | -0,0902 | 0,1387 | 0,0756 | -0,0159 |
| 22 | 0,2294 | 0,1033 | 0,0499 | -0,0364 | -0,0072 | -0,0018 |
| 23 | -0,1607 | 0,0591 | -0,0207 | -0,0102 | 0,0360 | 0,0530 |
| 24 | 0,1022 | 0,0909 | -0,1227 | 0,0140 | -0,0039 | -0,0821 |
| 25 | -0,2311 | 0,2561 | -0,0091 | -0,0034 | 0,0383 | 0,0334 |
| 26 | 0,039 | 0,1862 | -0,1198 | -0,0398 | -0,0347 | 0,0668 |
| 27 | 0,1104 | 0,0341 | 0,0473 | 0,0172 | -0,0113 | 0,0836 |
| 28 | 0,217 | -0,0310 | 0,0909 | -0,0048 | 0,0042 | -0,0311 |
| 29 | 0,1588 | -0,0681 | -0,1098 | 0,0219 | 0,0636 | 0,0584 |
| 30 | 0,013 | -0,0525 | 0,1375 | -0,1184 | 0,0506 | -0,0433 |
| 31 | 0,0952 | 0,1201 | -0,0298 | -0,0477 | 0,1640 | 0,0230 |
| 32 | 0,0305 | 0,0415 | -0,0326 | -0,2598 | -0,2275 | -0,1487 |
| 33 | 0,2129 | -0,0436 | -0,1629 | 0,0961 | -0,0784 | -0,0294 |
| 34 | 0,0369 | -0,1097 | -0,0840 | 0,0442 | -0,2089 | -0,0219 |
| 35 | -0,0544 | -0,1316 | -0,0514 | 0,1263 | 0,0590 | 0,0181 |
| 36 | 0,3376 | 0,0372 | 0,1554 | -0,0318 | 0,0209 | -0,0227 |
| 37 | 0,1175 | -0,0161 | -0,0254 | -0,0711 | 0,0500 | 0,0893 |
| 38 | 0,1584 | -0,1686 | -0,0742 | -0,1059 | 0,0564 | -0,0417 |
| 39 | 0,1094 | -0,2051 | -0,0295 | -0,1208 | 0,0703 | 0,1527 |
| 40 | 0,0214 | -0,0838 | 0,1100 | -0,2146 | -0,1118 | -0,1568 |

Berechnet in STATA

Panel B Partielle Autokorrelation der Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für Märkte der USA

| PAC (Lag) | FGW (nominal returns) | Real (exog. volatility) | Real (endog. volatility) | Bond & Hwang | Bond & Hwang (market factor) | Bond & Hwang (appraisal seas.) |
|-----------|-----------------------------|-------------------------------|--------------------------------|-----------------|---------------------------------------|---|
| 1 | -0,0727 | -0,1296 | -0,1268 | 0,6005 | 0,9294 | 0,9224 |
| 2 | 0,2225 | 0,2286 | 0,2288 | 0,1452 | -0,3688 | -0,4349 |
| 3 | -0,0765 | -0,0537 | -0,0638 | -0,1078 | -0,2487 | -0,2682 |
| 4 | 0,2820 | 0,3313 | 0,3285 | 0,1199 | -0,0067 | 0,0163 |
| 5 | -0,2231 | -0,1943 | -0,2028 | -0,4470 | -0,3246 | -0,2007 |
| 6 | -0,2939 | -0,3352 | -0,3456 | -0,1074 | 0,2993 | 0,2763 |
| 7 | -0,0589 | -0,0908 | -0,0905 | 0,1564 | 0,1946 | 0,1228 |
| 8 | 0,0744 | 0,1233 | 0,1105 | 0,0655 | -0,1041 | -0,1145 |
| 9 | 0,0263 | 0,0682 | 0,0624 | -0,0505 | -0,1347 | -0,1387 |
| 10 | -0,0122 | 0,0827 | 0,0781 | -0,0341 | -0,0548 | -0,0607 |
| 11 | 0,0020 | 0,0111 | 0,0064 | -0,0880 | -0,0607 | -0,0296 |
| 12 | -0,1070 | -0,1350 | -0,1368 | -0,1721 | -0,0553 | -0,0884 |
| 13 | -0,0978 | -0,0366 | -0,0477 | -0,1130 | 0,0704 | 0,0889 |
| 14 | -0,1364 | -0,0531 | -0,0788 | -0,1103 | 0,0789 | 0,0786 |
| 15 | -0,1521 | -0,1988 | -0,2028 | -0,0033 | 0,1386 | 0,1247 |
| 16 | 0,0833 | 0,0630 | 0,0739 | 0,1428 | 0,0940 | 0,0597 |
| 17 | -0,0136 | 0,0373 | 0,0211 | -0,0215 | -0,1037 | -0,1180 |
| 18 | 0,0915 | -0,0039 | 0,0064 | 0,0764 | 0,0188 | 0,0437 |
| 19 | 0,0549 | 0,1183 | 0,1225 | -0,0588 | -0,0939 | -0,0787 |
| 20 | -0,1489 | -0,0216 | -0,0565 | -0,0954 | 0,0126 | 0,0174 |
| 21 | 0,0571 | -0,0308 | -0,0320 | 0,1286 | 0,1226 | 0,1574 |
| 22 | 0,0263 | -0,0357 | -0,0322 | -0,0339 | -0,1082 | -0,1034 |
| 23 | 0,0186 | 0,0517 | 0,0385 | -0,0065 | 0,0076 | 0,0006 |
| 24 | 0,0037 | -0,0587 | -0,0412 | 0,0130 | 0,0033 | -0,0466 |
| 25 | 0,0247 | 0,0617 | 0,0652 | 0,0092 | -0,0219 | 0,0235 |
| 26 | -0,0384 | 0,0757 | 0,0569 | -0,0255 | -0,0321 | -0,0093 |
| 27 | 0,0054 | 0,0611 | 0,0430 | 0,0432 | 0,0114 | 0,0148 |
| 28 | -0,0030 | -0,0620 | -0,0698 | 0,0260 | -0,0521 | -0,0261 |
| 29 | 0,1055 | 0,0135 | 0,0070 | 0,0716 | -0,0564 | -0,0656 |
| 30 | 0,0070 | -0,0574 | -0,0545 | -0,0653 | -0,1533 | -0,1502 |
| 31 | 0,1582 | 0,0468 | 0,0678 | -0,0300 | -0,0439 | -0,0577 |
| 32 | -0,2342 | -0,1144 | -0,1242 | -0,2863 | -0,1048 | -0,1643 |
| 33 | -0,1107 | -0,0061 | -0,0110 | 0,0529 | 0,2394 | 0,2634 |
| 34 | -0,1524 | -0,0374 | -0,0563 | 0,0312 | 0,0004 | 0,0057 |
| 35 | 0,0615 | 0,0150 | 0,0071 | 0,1749 | 0,0062 | 0,0130 |
| 36 | 0,0602 | -0,0321 | -0,0233 | 0,0409 | -0,1803 | -0,1752 |
| 37 | 0,0431 | 0,0747 | 0,0712 | 0,0228 | -0,1347 | -0,0732 |
| 38 | 0,0330 | -0,0607 | -0,0462 | -0,0112 | -0,1532 | -0,1054 |
| 39 | 0,0828 | 0,1295 | 0,1288 | -0,0491 | -0,1636 | -0,1706 |
| 40 | -0,1146 | -0,1412 | -0,1357 | -0,1673 | -0,1809 | -0,2524 |

Berechnet in STATA

Tabelle 274 A Autokorrelation der Renditenreihen in jährlicher Periodizität für Märkte der USA

| AC (Lag) | CPI | S&P 500 COMPOSITE PI | BARCLAYS GVT/CORP. AAA | NCREIF Appreciation Index | Blundell & Ward | FRZ |
|----------|---------|----------------------------|------------------------------|---------------------------------|--------------------|---------|
| 1 | 0,7511 | -0,1613 | -0,2470 | 0,4873 | 0,1226 | 0,1227 |
| 2 | 0,4533 | 0,0126 | -0,2093 | 0,0535 | -0,2231 | -0,2848 |
| 3 | 0,2052 | -0,0161 | 0,1432 | -0,0774 | -0,1041 | -0,1380 |
| 4 | 0,0577 | 0,0173 | -0,0841 | -0,1493 | -0,1382 | -0,0766 |
| 5 | 0,0226 | -0,2691 | -0,2370 | -0,0632 | -0,0044 | 0,0063 |
| 6 | 0,0164 | 0,2257 | 0,1211 | -0,0180 | 0,0134 | -0,0158 |
| 7 | 0,0246 | 0,0990 | 0,1831 | -0,0008 | 0,0369 | 0,0683 |
| 8 | 0,0807 | -0,0204 | -0,3379 | -0,0298 | 0,0014 | -0,0290 |
| 9 | 0,1661 | -0,0054 | 0,2392 | -0,0686 | -0,0167 | -0,0274 |
| 10 | 0,1467 | -0,0110 | 0,0797 | -0,1228 | -0,0047 | 0,0149 |
| 11 | 0,1168 | -0,0724 | -0,1124 | -0,2556 | -0,1537 | -0,1228 |
| 12 | 0,0374 | -0,0128 | -0,0823 | -0,2859 | -0,1178 | -0,1280 |
| 13 | -0,0694 | -0,0311 | 0,0647 | -0,2644 | -0,0754 | 0,0369 |
| 14 | -0,0914 | 0,0830 | -0,1241 | -0,1973 | -0,0721 | -0,0830 |

Berechnet in STATA

Panel B Autokorrelation der Renditenreihen in jährlicher Periodizität für Märkte der USA

| AC (Lag) | FGW | FGW (nominal returns) | Real (exog. volatility) | Real (endog. volatility) | Geltner (nominal returns) |
|----------|---------|-----------------------------|-------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|
| 1 | 0,2312 | 0,1187 | 0,2418 | 0,2123 | 0,0525 |
| 2 | -0,2707 | -0,2887 | -0,2806 | -0,3033 | -0,2763 |
| 3 | -0,1731 | -0,1484 | -0,1672 | -0,1664 | -0,1058 |
| 4 | -0,0777 | -0,0840 | -0,0676 | -0,0736 | -0,1367 |
| 5 | 0,0005 | 0,0107 | -0,0020 | -0,0011 | 0,0104 |
| 6 | 0,0046 | -0,0059 | -0,0040 | -0,0047 | 0,0244 |
| 7 | 0,0383 | 0,0653 | 0,0289 | 0,0319 | 0,0485 |
| 8 | -0,0086 | -0,0249 | -0,0236 | -0,0247 | 0,0100 |
| 9 | -0,0452 | -0,0208 | -0,0502 | -0,0404 | -0,0036 |
| 10 | -0,0408 | 0,0101 | -0,0507 | -0,0274 | 0,0242 |
| 11 | -0,1606 | -0,1133 | -0,1558 | -0,1329 | -0,1290 |
| 12 | -0,1182 | -0,1223 | -0,1034 | -0,0947 | -0,0838 |
| 13 | 0,0346 | 0,0344 | 0,0506 | 0,0492 | -0,0442 |
| 14 | -0,0775 | -0,0895 | -0,0829 | -0,0892 | -0,0546 |

Berechnet in STATA

Panel C Autokorrelation der Renditenreihen in jährlicher Periodizität für Märkte der USA

| AC (Lag) | Geltner | Bond & Hwang | Bond & Hwang (market factor) | Bond & Hwang (appraisal seas.) | Bond & Hwang (annual ret.) |
|----------|---------|--------------|------------------------------|--------------------------------|----------------------------|
| 1 | 0,0545 | 0,2272 | 0,5632 | 0,4710 | 0,8791 |
| 2 | -0,2569 | -0,2113 | 0,1237 | 0,0578 | 0,6704 |
| 3 | -0,1061 | -0,1491 | -0,0787 | -0,1018 | 0,5027 |
| 4 | -0,1229 | -0,1803 | -0,1555 | -0,1666 | 0,3780 |
| 5 | 0,0138 | -0,0191 | -0,0880 | -0,0866 | 0,2847 |
| 6 | 0,0083 | 0,0097 | -0,0281 | -0,0368 | 0,1944 |
| 7 | 0,0436 | 0,0370 | -0,0049 | -0,0052 | 0,0877 |
| 8 | -0,0054 | 0,0083 | -0,0388 | -0,0378 | -0,0312 |
| 9 | -0,0089 | -0,0009 | -0,0744 | -0,0611 | -0,1477 |
| 10 | 0,0007 | 0,0078 | -0,1459 | -0,1236 | -0,2541 |
| 11 | -0,1580 | -0,1419 | -0,2812 | -0,2662 | -0,3476 |
| 12 | -0,0492 | -0,1720 | -0,3168 | -0,2770 | -0,4102 |
| 13 | -0,0107 | -0,1392 | -0,3037 | -0,2501 | -0,4270 |
| 14 | -0,0437 | -0,1277 | -0,2241 | -0,1749 | -0,3919 |

Berechnet in STATA

Tabelle 275 A Partielle Autokorrelation der Renditenreihen in jährlicher Periodizität für Märkte der USA

| PAC (Lag) | CPI | S&P 500 COMPOSITE PI | BARCLAYS GVT/CORP. AAA | NCREIF Appreciation Index | Blundell & Ward | FRZ |
|-----------|---------|----------------------|------------------------|---------------------------|-----------------|---------|
| 1 | 0,7757 | -0,1613 | -0,2478 | 0,4928 | 0,1536 | 0,1433 |
| 2 | -0,0748 | -0,0131 | -0,2937 | -0,6461 | -0,7870 | -0,3703 |
| 3 | -0,0178 | -0,0247 | -0,0234 | 0,4312 | 0,0653 | -0,2608 |
| 4 | -0,0214 | 0,0233 | -0,1618 | -0,1106 | -0,1964 | -0,0570 |
| 5 | 0,0756 | -0,4630 | -0,2968 | 0,2529 | 0,1515 | -0,0065 |
| 6 | 0,0179 | 0,3374 | -0,1346 | -0,0444 | 0,0907 | -0,1675 |
| 7 | 0,1312 | 0,2983 | 0,1289 | -0,1107 | 0,0812 | 0,3125 |
| 8 | 0,2447 | -0,1576 | -0,2863 | -0,3913 | -0,3725 | -0,4334 |
| 9 | 0,2773 | 0,0570 | 0,0685 | 0,0473 | 0,1330 | 0,0250 |
| 10 | 0,0933 | -0,3304 | 0,2151 | -0,6523 | -0,3375 | -0,0197 |
| 11 | 0,1455 | -0,0394 | 0,1610 | -0,8964 | -1,0047 | -0,7175 |
| 12 | 0,0508 | -0,0834 | -0,0921 | -0,2771 | -0,0859 | -0,1567 |
| 13 | -0,0877 | -0,3279 | 0,1504 | -1,0719 | -0,3211 | 0,3799 |
| 14 | 0,0024 | 1,2460 | -0,0546 | -1,6556 | -1,7008 | -1,3721 |

Berechnet in STATA

Panel B Partielle Autokorrelation der Renditenreihen in jährlicher Periodizität für Märkte der USA

| PAC (Lag) | FGW | FGW (nominal returns) | Real (exog. volatility) | Real (endog. volatility) | Geltner (nominal returns) |
|-----------|---------|-----------------------------|-------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|
| 1 | 0,2923 | 0,1423 | 0,2996 | 0,2666 | 0,0712 |
| 2 | -0,6724 | -0,3910 | -0,5937 | -0,5665 | -0,8429 |
| 3 | -0,0963 | -0,3105 | -0,1030 | -0,1587 | -0,0693 |
| 4 | 0,1186 | -0,0376 | 0,0951 | 0,0631 | -0,2968 |
| 5 | -0,0828 | -0,0148 | -0,0732 | -0,0765 | 0,0513 |
| 6 | 0,0445 | -0,1467 | -0,0170 | -0,0561 | 0,0675 |
| 7 | 0,1355 | 0,2972 | 0,1104 | 0,1338 | 0,1189 |
| 8 | -0,3433 | -0,4140 | -0,3326 | -0,3606 | -0,3432 |
| 9 | -0,0623 | 0,0047 | -0,0587 | -0,0234 | 0,1887 |
| 10 | -0,2606 | -0,0363 | -0,3018 | -0,2541 | -0,2178 |
| 11 | -0,5453 | -0,6682 | -0,4996 | -0,4835 | -0,9458 |
| 12 | -0,2169 | -0,1713 | -0,2006 | -0,1394 | 0,0135 |
| 13 | 0,2024 | 0,4025 | 0,1947 | 0,2617 | -0,1152 |
| 14 | -1,5051 | 1,4278 | -1,4462 | -1,4234 | -1,5989 |

Berechnet in STATA

Panel C Partielle Autokorrelation der Renditenreihen in jährlicher Periodizität für Märkte der USA

| PAC (Lag) | Geltner | Bond & Hwang | Bond & Hwang (market factor) | Bond & Hwang (appraisal seas.) | Bond & Hwang (annual ret.) |
|-----------|---------|-----------------|---------------------------------------|---|----------------------------------|
| 1 | 0,0785 | 0,2741 | 0,5660 | 0,4711 | 0,9059 |
| 2 | -0,9873 | -0,7403 | -0,5104 | -0,5150 | -0,4871 |
| 3 | 0,0389 | -0,0497 | 0,4580 | 0,4929 | 0,6293 |
| 4 | -0,2148 | -0,1323 | -0,3947 | -0,4261 | -0,4463 |
| 5 | 0,1707 | 0,0974 | 0,5701 | 0,6372 | 0,0211 |
| 6 | -0,0792 | -0,0284 | -0,3926 | -0,2954 | -0,5039 |
| 7 | 0,2632 | 0,1684 | -0,0257 | 0,0329 | -0,3018 |
| 8 | -0,6484 | -0,4046 | -0,4851 | -0,5196 | -0,3642 |
| 9 | 0,2416 | 0,1664 | 0,2315 | 0,3113 | -0,1155 |
| 10 | -0,4602 | -0,2518 | -1,1952 | -1,0658 | -0,6204 |
| 11 | -0,9561 | -0,6204 | -0,9082 | -1,0548 | -0,0673 |
| 12 | 0,2959 | -0,2455 | -0,1982 | -0,1102 | 0,0802 |
| 13 | -0,1693 | -0,2866 | -1,7973 | -1,7350 | -0,6991 |
| 14 | -1,5245 | -1,4610 | -1,6070 | -1,4492 | -0,1175 |

Berechnet in STATA

Tabelle 276 A Anualisierte Standardabweichungen (in Prozent) für unterschiedliche Anlagehorizonte (in Quartalen) auf dem UK-Markt

| Periodizität (in Quartalen) | FTSE 100 PI | JPM UK Govt. Bond PI | IPD UK Monthly Capital Index | FRZ | FGW | FGW (nominal returns) |
|-----------------------------------|-------------|----------------------------|---------------------------------------|-------|------|-----------------------------|
| 1 | 17,32 | 6,29 | 6,82 | 15,92 | 8,42 | 8,66 |
| 2 | 17,40 | 6,20 | 9,11 | 16,03 | 8,79 | 9,16 |
| 3 | 17,26 | 5,70 | 10,58 | 15,97 | 8,81 | 9,20 |
| 4 | 16,92 | 5,62 | 11,57 | 15,68 | 8,32 | 8,77 |
| 5 | 16,84 | 5,53 | 12,27 | 15,90 | 8,17 | 8,64 |
| 6 | 16,61 | 5,43 | 12,75 | 15,93 | 8,04 | 8,56 |
| 7 | 16,47 | 5,19 | 13,06 | 15,84 | 7,94 | 8,49 |
| 8 | 16,39 | 5,03 | 13,21 | 15,80 | 7,77 | 8,41 |
| 9 | 16,42 | 4,92 | 13,23 | 15,33 | 7,42 | 8,11 |
| 10 | 16,52 | 4,80 | 13,16 | 14,96 | 7,18 | 7,88 |
| 11 | 16,55 | 4,72 | 13,03 | 14,57 | 6,96 | 7,67 |
| 12 | 16,58 | 4,64 | 12,84 | 14,28 | 6,80 | 7,54 |
| 13 | 16,49 | 4,56 | 12,61 | 13,88 | 6,60 | 7,34 |
| 14 | 16,15 | 4,37 | 12,35 | 13,47 | 6,44 | 7,13 |
| 15 | 15,73 | 4,15 | 12,06 | 13,00 | 6,19 | 6,89 |
| 16 | 15,34 | 3,91 | 11,77 | 12,61 | 5,98 | 6,69 |
| 17 | 15,12 | 3,73 | 11,48 | 12,23 | 5,80 | 6,51 |
| 18 | 14,89 | 3,58 | 11,20 | 11,87 | 5,65 | 6,34 |
| 19 | 14,68 | 3,41 | 10,93 | 11,55 | 5,50 | 6,19 |
| 20 | 14,38 | 3,27 | 10,67 | 11,22 | 5,35 | 6,03 |
| 21 | 13,95 | 3,23 | 10,43 | 10,96 | 5,20 | 5,89 |
| 22 | 13,53 | 3,23 | 10,22 | 10,71 | 5,09 | 5,76 |
| 23 | 13,17 | 3,21 | 10,04 | 10,55 | 5,02 | 5,68 |
| 24 | 12,82 | 3,22 | 9,89 | 10,41 | 4,96 | 5,62 |
| 25 | 12,55 | 3,25 | 9,76 | 10,29 | 4,91 | 5,57 |
| 26 | 12,46 | 3,26 | 9,64 | 10,17 | 4,86 | 5,51 |
| 27 | 12,49 | 3,27 | 9,54 | 10,06 | 4,81 | 5,45 |
| 28 | 12,53 | 3,29 | 9,43 | 9,93 | 4,75 | 5,38 |
| 29 | 12,48 | 3,33 | 9,33 | 9,81 | 4,69 | 5,31 |
| 30 | 12,44 | 3,37 | 9,22 | 9,69 | 4,62 | 5,24 |
| 31 | 12,39 | 3,35 | 9,12 | 9,59 | 4,59 | 5,19 |
| 32 | 12,39 | 3,38 | 9,02 | 9,49 | 4,55 | 5,14 |
| 33 | 12,45 | 3,42 | 8,92 | 9,39 | 4,52 | 5,09 |
| 34 | 12,50 | 3,39 | 8,81 | 9,28 | 4,48 | 5,03 |
| 35 | 12,59 | 3,31 | 8,71 | 9,18 | 4,44 | 4,98 |
| 36 | 12,62 | 3,24 | 8,61 | 9,08 | 4,42 | 4,94 |
| 37 | 12,65 | 3,16 | 8,50 | 9,00 | 4,40 | 4,90 |
| 38 | 12,61 | 3,07 | 8,40 | 8,89 | 4,36 | 4,84 |
| 39 | 12,57 | 3,00 | 8,29 | 8,75 | 4,30 | 4,76 |
| 40 | 12,51 | 2,92 | 8,18 | 8,63 | 4,24 | 4,69 |

Berechnet in Matlab

**Panel B Anualisierte Standardabweichungen (in Prozent) für unterschiedliche Anlagehorizonte
(in Quartalen) auf dem UK-Markt**

| Periodizität (in Quartalen) | Real | Bond & Hwang (monthly) | Bond & Hwang (monthly, AR 3) | Bond & Hwang (quarterly) | Bond & Hwang (quarterly, AR 4) |
|-----------------------------------|------|------------------------------|---------------------------------------|--------------------------------|---|
| 1 | 8,85 | 5,04 | 5,72 | 6,48 | 5,93 |
| 2 | 9,59 | 6,39 | 7,73 | 8,64 | 8,16 |
| 3 | 9,83 | 7,08 | 8,98 | 9,94 | 9,66 |
| 4 | 9,71 | 7,41 | 9,80 | 10,75 | 10,72 |
| 5 | 9,75 | 7,59 | 10,35 | 11,25 | 11,48 |
| 6 | 9,75 | 7,67 | 10,71 | 11,53 | 12,02 |
| 7 | 9,76 | 7,66 | 10,92 | 11,64 | 12,37 |
| 8 | 9,71 | 7,57 | 10,99 | 11,61 | 12,58 |
| 9 | 9,46 | 7,40 | 10,96 | 11,46 | 12,66 |
| 10 | 9,30 | 7,18 | 10,86 | 11,22 | 12,64 |
| 11 | 9,14 | 6,95 | 10,70 | 10,94 | 12,56 |
| 12 | 9,03 | 6,72 | 10,50 | 10,63 | 12,41 |
| 13 | 8,89 | 6,47 | 10,27 | 10,28 | 12,22 |
| 14 | 8,75 | 6,21 | 10,01 | 9,91 | 12,00 |
| 15 | 8,57 | 5,95 | 9,74 | 9,54 | 11,75 |
| 16 | 8,45 | 5,69 | 9,47 | 9,17 | 11,49 |
| 17 | 8,36 | 5,46 | 9,20 | 8,82 | 11,23 |
| 18 | 8,28 | 5,24 | 8,94 | 8,48 | 10,97 |
| 19 | 8,20 | 5,03 | 8,70 | 8,17 | 10,72 |
| 20 | 8,11 | 4,83 | 8,47 | 7,88 | 10,48 |
| 21 | 8,03 | 4,66 | 8,26 | 7,63 | 10,27 |
| 22 | 7,97 | 4,51 | 8,08 | 7,41 | 10,07 |
| 23 | 7,93 | 4,40 | 7,92 | 7,23 | 9,90 |
| 24 | 7,91 | 4,32 | 7,80 | 7,09 | 9,75 |
| 25 | 7,89 | 4,26 | 7,69 | 6,99 | 9,62 |
| 26 | 7,87 | 4,21 | 7,60 | 6,90 | 9,50 |
| 27 | 7,84 | 4,17 | 7,52 | 6,83 | 9,40 |
| 28 | 7,80 | 4,12 | 7,44 | 6,75 | 9,29 |
| 29 | 7,76 | 4,07 | 7,35 | 6,68 | 9,19 |
| 30 | 7,72 | 4,02 | 7,27 | 6,60 | 9,10 |
| 31 | 7,69 | 3,97 | 7,19 | 6,52 | 9,00 |
| 32 | 7,65 | 3,91 | 7,11 | 6,44 | 8,90 |
| 33 | 7,60 | 3,86 | 7,03 | 6,35 | 8,80 |
| 34 | 7,55 | 3,80 | 6,94 | 6,27 | 8,70 |
| 35 | 7,50 | 3,75 | 6,86 | 6,19 | 8,60 |
| 36 | 7,46 | 3,70 | 6,78 | 6,11 | 8,50 |
| 37 | 7,41 | 3,66 | 6,70 | 6,03 | 8,40 |
| 38 | 7,35 | 3,60 | 6,61 | 5,94 | 8,29 |
| 39 | 7,27 | 3,54 | 6,53 | 5,85 | 8,19 |
| 40 | 7,21 | 3,48 | 6,44 | 5,77 | 8,09 |

Berechnet in Matlab

Tabelle 277 A Anualisierte Standardabweichungen (in Prozent) für unterschiedliche Anlagehorizonte (in Quartalen) auf dem Markt der USA

| Periodizität (in Quartalen) | S&P 500 COMPOSITE PI | BARCLAYS GVT/CORP. AAA | NCREIF Appreciation Index | FRZ | FGW | FGW (nominal returns) |
|-----------------------------------|----------------------------|------------------------------|---------------------------------|-------|------|-----------------------------|
| 1 | 15,80 | 6,19 | 4,46 | 13,19 | 7,95 | 7,90 |
| 2 | 16,16 | 5,74 | 5,92 | 13,46 | 7,88 | 7,61 |
| 3 | 16,47 | 5,46 | 6,99 | 13,30 | 8,58 | 8,11 |
| 4 | 16,95 | 5,40 | 7,78 | 13,32 | 8,82 | 8,16 |
| 5 | 17,09 | 5,36 | 8,40 | 14,15 | 9,39 | 8,66 |
| 6 | 16,72 | 5,12 | 8,85 | 14,31 | 9,48 | 8,69 |
| 7 | 16,62 | 4,97 | 9,18 | 14,02 | 9,45 | 8,61 |
| 8 | 16,35 | 4,75 | 9,40 | 13,68 | 9,30 | 8,40 |
| 9 | 16,24 | 4,51 | 9,58 | 13,58 | 9,26 | 8,31 |
| 10 | 16,24 | 4,38 | 9,70 | 13,34 | 9,10 | 8,14 |
| 11 | 16,24 | 4,25 | 9,79 | 13,02 | 8,96 | 7,96 |
| 12 | 16,24 | 4,14 | 9,85 | 12,77 | 8,81 | 7,78 |
| 13 | 16,25 | 4,00 | 9,89 | 12,60 | 8,69 | 7,66 |
| 14 | 16,10 | 3,94 | 9,92 | 12,38 | 8,55 | 7,51 |
| 15 | 15,98 | 3,95 | 9,92 | 12,10 | 8,42 | 7,33 |
| 16 | 15,85 | 3,92 | 9,91 | 11,84 | 8,25 | 7,16 |
| 17 | 15,76 | 3,87 | 9,89 | 11,63 | 8,12 | 7,01 |
| 18 | 15,66 | 3,82 | 9,86 | 11,38 | 7,98 | 6,85 |
| 19 | 15,56 | 3,75 | 9,82 | 11,13 | 7,84 | 6,69 |
| 20 | 15,39 | 3,60 | 9,79 | 10,93 | 7,71 | 6,55 |
| 21 | 15,12 | 3,50 | 9,75 | 10,72 | 7,60 | 6,42 |
| 22 | 14,79 | 3,39 | 9,72 | 10,54 | 7,50 | 6,30 |
| 23 | 14,51 | 3,30 | 9,69 | 10,37 | 7,40 | 6,19 |
| 24 | 14,25 | 3,24 | 9,66 | 10,24 | 7,33 | 6,11 |
| 25 | 14,04 | 3,17 | 9,64 | 10,09 | 7,24 | 6,01 |
| 26 | 13,99 | 3,10 | 9,61 | 9,97 | 7,18 | 5,94 |
| 27 | 14,03 | 3,04 | 9,59 | 9,86 | 7,11 | 5,86 |
| 28 | 14,07 | 2,99 | 9,58 | 9,78 | 7,07 | 5,81 |
| 29 | 14,12 | 2,97 | 9,56 | 9,67 | 7,02 | 5,75 |
| 30 | 14,13 | 2,94 | 9,55 | 9,62 | 7,00 | 5,72 |
| 31 | 14,11 | 2,93 | 9,54 | 9,58 | 6,97 | 5,69 |
| 32 | 14,14 | 2,94 | 9,53 | 9,57 | 6,97 | 5,69 |
| 33 | 14,18 | 2,90 | 9,51 | 9,50 | 6,93 | 5,64 |
| 34 | 14,22 | 2,83 | 9,50 | 9,44 | 6,91 | 5,62 |
| 35 | 14,29 | 2,76 | 9,48 | 9,38 | 6,88 | 5,57 |
| 36 | 14,33 | 2,67 | 9,46 | 9,34 | 6,86 | 5,55 |
| 37 | 14,38 | 2,64 | 9,44 | 9,25 | 6,80 | 5,49 |
| 38 | 14,43 | 2,61 | 9,42 | 9,18 | 6,78 | 5,46 |
| 39 | 14,42 | 2,58 | 9,39 | 9,13 | 6,75 | 5,42 |
| 40 | 14,38 | 2,55 | 9,37 | 9,11 | 6,74 | 5,42 |

Berechnet in Matlab

Panel B Anualisierte Standardabweichungen (in Prozent) für unterschiedliche Anlagehorizonte (in Quartalen) auf dem Markt der USA

| Periodizität (in Quartalen) | Real (exog. vola) | Real (endog. vola) | Bond & Hwang | Bond & Hwang (market factor) | Bond & Hwang (appraisal seas.) |
|-----------------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------|------------------------------------|--------------------------------------|
| 1 | 7,90 | 13,19 | 4,59 | 3,82 | 3,62 |
| 2 | 7,37 | 12,33 | 5,80 | 5,30 | 5,01 |
| 3 | 7,85 | 13,13 | 6,65 | 6,36 | 5,99 |
| 4 | 7,88 | 13,15 | 7,21 | 7,16 | 6,71 |
| 5 | 8,46 | 14,11 | 7,64 | 7,79 | 7,25 |
| 6 | 8,54 | 14,21 | 7,87 | 8,27 | 7,65 |
| 7 | 8,51 | 14,13 | 7,94 | 8,64 | 7,93 |
| 8 | 8,35 | 13,82 | 7,92 | 8,92 | 8,14 |
| 9 | 8,34 | 13,76 | 7,87 | 9,14 | 8,29 |
| 10 | 8,20 | 13,49 | 7,78 | 9,31 | 8,40 |
| 11 | 8,08 | 13,25 | 7,67 | 9,45 | 8,47 |
| 12 | 7,94 | 12,99 | 7,56 | 9,55 | 8,53 |
| 13 | 7,86 | 12,82 | 7,45 | 9,63 | 8,56 |
| 14 | 7,74 | 12,60 | 7,32 | 9,68 | 8,58 |
| 15 | 7,63 | 12,39 | 7,19 | 9,71 | 8,57 |
| 16 | 7,49 | 12,14 | 7,04 | 9,73 | 8,56 |
| 17 | 7,39 | 11,94 | 6,90 | 9,73 | 8,53 |
| 18 | 7,27 | 11,70 | 6,75 | 9,73 | 8,50 |
| 19 | 7,15 | 11,48 | 6,60 | 9,71 | 8,47 |
| 20 | 7,05 | 11,28 | 6,47 | 9,69 | 8,43 |
| 21 | 6,95 | 11,10 | 6,34 | 9,67 | 8,39 |
| 22 | 6,87 | 10,93 | 6,23 | 9,65 | 8,35 |
| 23 | 6,78 | 10,77 | 6,13 | 9,63 | 8,32 |
| 24 | 6,72 | 10,64 | 6,04 | 9,61 | 8,29 |
| 25 | 6,64 | 10,49 | 5,96 | 9,59 | 8,25 |
| 26 | 6,58 | 10,38 | 5,89 | 9,58 | 8,22 |
| 27 | 6,52 | 10,26 | 5,82 | 9,56 | 8,20 |
| 28 | 6,49 | 10,20 | 5,77 | 9,55 | 8,17 |
| 29 | 6,44 | 10,09 | 5,72 | 9,54 | 8,15 |
| 30 | 6,41 | 10,04 | 5,68 | 9,52 | 8,13 |
| 31 | 6,38 | 9,97 | 5,66 | 9,51 | 8,11 |
| 32 | 6,38 | 9,96 | 5,63 | 9,50 | 8,10 |
| 33 | 6,33 | 9,86 | 5,60 | 9,49 | 8,08 |
| 34 | 6,31 | 9,82 | 5,58 | 9,48 | 8,06 |
| 35 | 6,27 | 9,74 | 5,55 | 9,46 | 8,03 |
| 36 | 6,25 | 9,70 | 5,52 | 9,44 | 8,01 |
| 37 | 6,19 | 9,59 | 5,49 | 9,42 | 7,99 |
| 38 | 6,17 | 9,54 | 5,46 | 9,40 | 7,96 |
| 39 | 6,14 | 9,47 | 5,44 | 9,38 | 7,93 |
| 40 | 6,13 | 9,46 | 5,43 | 9,35 | 7,90 |

Berechnet in Matlab

Tabelle 278 Eigenschaften von Renditenreihen in monatlicher Periodizität für UK-Märkte

| Returns series (in natural logarithms) or correction procedures | UK CPI ALL ITEMS NADJ | UK RPI NADJ | FTSE 100 PI | JPM UK Govt. Bond PI | IPD UK Monthly Capital Index | Bond & Hwang (monthly) | Bond & Hwang (monthly, AR 3) |
|---|--------------------------|-------------|-------------|----------------------------|------------------------------------|------------------------------|---------------------------------|
| Anzahl der Zeitreihenwerte | 288 | 288 | 288 | 288 | 288 | 288 | 288 |
| Median (in Prozent) | 0,2786 | 0,3356 | 0,8900 | 0,0922 | 0,2278 | 0,1432 | 0,2286 |
| Mittelwert (in Prozent) | 0,2331 | 0,2881 | 0,4364 | 0,0873 | 0,1340 | 0,1234 | 0,1214 |
| Standardabweichung (in Prozent) | 0,4300 | 0,4439 | 4,7431 | 1,6959 | 1,1719 | 0,8758 | 0,9750 |
| Annualisierter Mittelwert (in Prozent) | 2,7974 | 3,4572 | 5,2364 | 1,0471 | 1,6084 | 1,4805 | 1,4565 |
| Annualisierte Standardabweichung (in Prozent) | 1,4895 | 1,5377 | 16,4306 | 5,8748 | 4,0595 | 3,0337 | 3,3774 |
| Schiefe | 1,0814 | 0,4937 | -1,2365 | 0,0060 | -1,6155 | -1,0401 | -1,4467 |
| Exzess-Kurtosis | 9,2127 | 5,9491 | 5,6523 | 0,4322 | 6,0932 | 8,1393 | 4,7417 |
| Minimum (in Prozent) | -0,9723 | -1,4456 | -30,1699 | -5,2729 | -6,0165 | -4,2926 | -4,8041 |
| Maximum (in Prozent) | 3,3177 | 3,0023 | 13,4771 | 4,9291 | 2,9625 | 3,4424 | 2,6510 |

Berechnet in Microsoft Excel

Tabelle 279 Paarweise Korrelationen von Renditenreihen in monatlicher Periodizität für UK-Märkte

| Pairwise correlations | UK CPI ALL ITEMS NADJ | UK RPI NADJ | FTSE 100 PI | JPM UK Govt. Bond PI | IPD UK Monthly Capital Index | Bond & Hwang (monthly) |
|------------------------------|--------------------------|-------------|-------------|-------------------------|------------------------------------|---------------------------|
| UK CPI ALL ITEMS NADJ | 1 | | | | | |
| UK RPI NADJ | 0,8402 | 1 | | | | |
| FTSE 100 PI | 0,0019 | -0,0171 | 1 | | | |
| JPM UK Govt. Bond PI | -0,0704 | -0,1232 | 0,1248 | 1 | | |
| IPD UK Monthly Capital Index | 0,0031 | 0,1903 | 0,0954 | -0,1882 | 1 | |
| Bond & Hwang (monthly) | 0,0152 | 0,1159 | 0,1069 | -0,157 | 0,8309 | 1 |
| Bond & Hwang (monthly, AR 3) | -0,0167 | 0,1742 | 0,0936 | -0,1627 | 0,9823 | 0,8064 |

Berechnet in STATA

Tabelle 280 Dickey-Fuller Einheitswurzeltests für Renditenreihen in monatlicher Periodizität für UK-Märkte

| Dickey-Fuller test for unit roots | UK CPI ALL ITEMS NADJ | UK RPI NADJ | FTSE 100 PI | JPM UK Govt. Bond PI | IPD UK Monthly Capital Index |
|--|--------------------------|-------------|-------------|-------------------------|------------------------------------|
| Test-Statistic (0 lags) | -15,114 | -13,468 | -15,832 | -15,363 | -3,777 |
| 1% critical value | -3,457 | -3,457 | -3,457 | -3,457 | -3,457 |
| 5% critical value | -2,879 | -2,879 | -2,879 | -2,879 | -2,879 |
| 10% critical value | -2,570 | -2,570 | -2,570 | -2,570 | -2,570 |
| MacKinnon approximate p-value for z(t) | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |

Berechnet in STATA

Tabelle 281 Philips-Perron Einheitswurzeltests für Renditenreihen in monatlicher Periodizität für UK-Märkte

| Phillips-Perron test for unit root | UK CPI ALL ITEMS NADJ | UK RPI NADJ | FTSE 100 PI | JPM UK Govt. Bond PI | IPD UK Monthly Capital Index |
|--|--------------------------|-------------|-------------|----------------------------|------------------------------------|
| Newey-West lags | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 |
| Test-Statistic z(rho) | -234,125 | -218,249 | -252,350 | -237,318 | -28,867 |
| Test-Statistic z(t) | -15,011 | -13,409 | -15,797 | -15,293 | -3,874 |
| 1% critical value, z(rho) | -20,330 | -20,330 | -20,330 | -20,330 | -20,330 |
| 1% critical value, z(t) | -3,457 | -3,457 | -3,457 | -3,457 | -3,457 |
| 5% critical value, z(rho) | -14,000 | -14,000 | -14,000 | -14,000 | -14,000 |
| 5% critical value, z(t) | -2,879 | -2,879 | -2,879 | -2,879 | -2,879 |
| 10% critical value, z(rho) | -11,200 | -11,200 | -11,200 | -11,200 | -11,200 |
| 10% critical value, z(t) | -2,570 | -2,570 | -2,570 | -2,570 | -2,570 |
| MacKinnon approximate p-value for z(t) | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0022 |

Berechnet in STATA

Tabelle 282 Tests auf Normalität für Renditenreihen in monatlicher Periodizität für UK-Märkte

| Skewness/Kurtosis tests for Normality | Pr(Skewness) | Pr(Kurtosis) | adj. Chi-squared | Prob. > chi-squared |
|---------------------------------------|--------------|--------------|------------------|---------------------|
| UK CPI ALL ITEMS NADJ | 0,000 | 0,000 | 73,470 | 0,000 |
| UK RPI NADJ | 0,001 | 0,000 | 42,660 | 0,000 |
| FTSE 100 PI | 0,000 | 0,000 | 69,080 | 0,000 |
| JPM UK Govt. Bond PI | 0,966 | 0,154 | 2,050 | 0,359 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 0,000 | 0,000 | k. A. | 0,000 |
| Bond & Hwang (monthly) | 0,000 | 0,000 | 69,890 | 0,000 |
| Bond & Hwang (monthly, AR 3) | 0,000 | 0,000 | 73,470 | 0,000 |

Berechnet in STATA

Tabelle 283 A Eigenschaften von Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für UK-Märkte

424

| Returns series (in natural logarithms) or correction procedures Berechnet in Microsoft Excel | UK CPI ALL ITEMS NADJ | UK RPI NADJ | FTSE 100 PI | JPM UK Govt. Bond PI | IPD UK Monthly Capital Index | FRZ | FGW |
|--|-----------------------------|-------------|-------------|----------------------------|---------------------------------------|----------|----------|
| Anzahl der Zeitreihenwerte | 96 | 96 | 96 | 96 | 96 | 92 | 92 |
| Median (in Prozent) | 0,6183 | 0,7734 | 2,2473 | 0,3063 | 0,9120 | 1,5123 | 0,6472 |
| Mittelwert (in Prozent) | 0,6994 | 0,8643 | 1,3091 | 0,2618 | 0,4021 | 1,3820 | 0,4283 |
| Standardabweichung (in Prozent) | 0,7321 | 0,8029 | 8,6622 | 3,1454 | 3,4097 | 7,9590 | 4,2077 |
| Annualisierter Mittelwert (in Prozent) | 2,7976 | 3,4572 | 5,2364 | 1,0472 | 1,6084 | 5,528 | 2,7976 |
| Annualisierte Standardabweichung (in Prozent) | 1,4641 | 1,6058 | 17,3245 | 6,2907 | 6,8194 | 15,9180 | 8,4154 |
| Schiefe | 2,0801 | 0,1788 | -0,9213 | -0,2532 | -1,6565 | -1,7701 | -1,9323 |
| Exzess-Kurtosis | 8,3673 | 5,4425 | 1,8492 | 0,7319 | 5,9970 | 9,7714 | 10,4135 |
| Minimum (in Prozent) | -0,7279 | -2,5506 | -32,3130 | -8,9556 | -16,2368 | -39,8307 | -20,8079 |
| Maximum (in Prozent) | 4,6146 | 4,2731 | 18,9133 | 8,9645 | 7,1299 | 21,5925 | 10,6073 |

Panel B Eigenschaften von Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für UK-Märkte

| Returns series (in natural logarithms) or correction procedures | FGW (nominal returns) | Real | Bond & Hwang (monthly) | Bond & Hwang (monthly, AR 3) | Bond & Hwang (quarterly) | Bond & Hwang (quarterly, AR 4) |
|--|--------------------------|----------|---------------------------|---------------------------------|-----------------------------|-----------------------------------|
| Anzahl der Zeitreihenwerte | 92 | 92 | 96 | 96 | 96 | 96 |
| Median (in Prozent) | 0,3502 | 0,4702 | 0,3627 | 0,7442 | 0,4789 | 0,5957 |
| Mittelwert (in Prozent) | 0,1072 | -0,0252 | 0,3701 | 0,3641 | 0,0746 | 0,1321 |
| Standardabweichung (in Prozent) | 4,3319 | 4,4246 | 2,5208 | 2,8602 | 3,2389 | 2,9649 |
| Annualisierter Mittelwert (in Prozent) | 0,4288 | -0,1008 | 1,4804 | 1,4564 | 0,2984 | 0,5284 |
| Annualisierte Standardabweichung (in Prozent) | 8,6638 | 8,8492 | 5,0417 | 5,7205 | 6,4778 | 5,9297 |
| Schiefe | -2,1424 | -1,5188 | -1,0149 | -1,4036 | -0,9947 | -1,4131 |
| Exzess-Kurtosis | 11,8994 | 6,9900 | 8,2413 | 4,1897 | 4,5422 | 3,3431 |
| Minimum (in Prozent) | -23,9372 | -19,9735 | -11,5585 | -12,0688 | -13,8777 | -11,6967 |
| Maximum (in Prozent) | 10,5592 | 11,6878 | 9,6735 | 6,4085 | 10,0661 | 5,3118 |

Berechnet in Microsoft Excel

Tabelle 284 A Paarweise Korrelationen von Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für UK-Märkte

| Pairwise correlations | UK CPI ALL ITEMS NADJ | UK RPI NADJ | FTSE 100 PI | JPM UK Govt. Bond PI | IPD UK Monthly Capital Index | FRZ | FGW |
|--------------------------------|--------------------------|----------------|-------------|----------------------------|------------------------------------|--------|--------|
| UK CPI ALL ITEMS NADJ | 1 | | | | | | |
| UK RPI NADJ | 0,7851 | 1 | | | | | |
| FTSE 100 PI | 0,0185 | 0,0467 | 1 | | | | |
| JPM UK Govt. Bond PI | -0,2264 | -0,2673 | 0,0767 | 1 | | | |
| IPD UK Monthly Capital Index | -0,0180 | 0,2800 | 0,1777 | -0,2875 | 1 | | |
| FRZ | 0,0462 | 0,1420 | 0,1509 | -0,2813 | 0,6033 | 1 | |
| FGW | -0,0785 | 0,0561 | 0,1754 | -0,1712 | 0,5878 | 0,9245 | 1 |
| FGW (nominal returns) | 0,0746 | 0,1744 | 0,1961 | -0,2895 | 0,6159 | 0,9773 | 0,9495 |
| Real | 0,0061 | 0,1169 | 0,2086 | -0,2406 | 0,5972 | 0,9692 | 0,9542 |
| Bond & Hwang (monthly) | -0,0059 | 0,1447 | 0,2018 | -0,2459 | 0,8221 | 0,7827 | 0,8092 |
| Bond & Hwang (monthly, AR 3) | -0,0415 | 0,2560 | 0,1726 | -0,2605 | 0,9883 | 0,5041 | 0,4990 |
| Bond & Hwang (quarterly) | -0,0538 | 0,1793 | 0,1943 | -0,2313 | 0,9429 | 0,6162 | 0,6201 |
| Bond & Hwang (quarterly, AR 4) | -0,0366 | 0,2967 | 0,1413 | -0,2518 | 0,9463 | 0,3761 | 0,3423 |

Berechnet in STATA

Panel B Paarweise Korrelationen von Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für UK-Märkte

| Pairwise correlations | FGW (nominal returns) | Real | Bond & Hwang (monthly) | Bond & Hwang (monthly, AR 3) | Bond & Hwang (quarterly) |
|--------------------------------|-----------------------------|--------|------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|
| FGW (nominal returns) | 1 | | | | |
| Real | 0,9904 | 1 | | | |
| Bond & Hwang (monthly) | 0,8356 | 0,8283 | 1 | | |
| Bond & Hwang (monthly, AR 3) | 0,5207 | 0,5037 | 0,8039 | 1 | |
| Bond & Hwang (quarterly) | 0,6427 | 0,6328 | 0,9264 | 0,9558 | 1 |
| Bond & Hwang (quarterly, AR 4) | 0,3647 | 0,3440 | 0,5985 | 0,9503 | 0,8228 |

Berechnet in STATA

Tabelle 285 Dickey-Fuller Einheitswurzeltests für Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für UK-Märkte

| Dickey-Fuller test for unit roots | UK CPI ALL ITEMS NADJ | UK RPI NADJ | FTSE 100 PI | JPM UK Govt. Bond PI | IPD UK Monthly Capital Index |
|--|--------------------------|-------------|-------------|-------------------------|------------------------------------|
| Test-Statistic (4 lags) | -1,864 | -3,108 | -4,348 | -4,511 | -3,707 |
| 1% critical value | -3,523 | -3,523 | -3,523 | -3,523 | -3,523 |
| 5% critical value | -2,897 | -2,897 | -2,897 | -2,897 | -2,897 |
| 10% critical value | -2,584 | -2,584 | -2,584 | -2,584 | -2,584 |
| MacKinnon approximate p-value for z(t) | 0,3492 | 0,0260 | 0,0004 | 0,0002 | 0,0040 |

Berechnet in STATA

Tabelle 286 Philips-Perron Einheitswurzeltests für Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für UK-Märkte

| Phillips-Perron test for unit root | UK CPI ALL ITEMS NADJ | UK RPI NADJ | FTSE 100 PI | JPM UK Govt. Bond PI | IPD UK Monthly Capital Index |
|--|--------------------------|-------------|-------------|-------------------------|------------------------------------|
| Newey-West lags | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| Test-Statistic z(rho) | -88,843 | -59,835 | -91,000 | -91,400 | -23373,000 |
| Test-Statistic z(t) | -8,513 | -6,695 | -9,735 | -10,212 | -3557,000 |
| 1% critical value, z(rho) | -19,710 | -19,710 | -19,710 | -19,710 | -19,710 |
| 1% critical value, z(t) | -3,517 | -3,517 | -3,517 | -3,517 | -3,517 |
| 5% critical value, z(rho) | -13,660 | -13,660 | -13,660 | -13,660 | -13,660 |
| 5% critical value, z(t) | -2,894 | -2,894 | -2,894 | -2,894 | -2,894 |
| 10% critical value, z(rho) | -10,970 | -10,970 | -10,970 | -10,970 | -10,970 |
| 10% critical value, z(t) | -2,582 | -2,582 | -2,582 | -2,582 | -2,582 |
| MacKinnon approximate p-value for z(t) | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0066 |

Berechnet in STATA

Tabelle 287 Tests auf Normalität für Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für UK-Märkte

| Skewness/Kurtosis tests for Normality | Pr(Skewness) | Pr(Kurtosis) | adj. chi-squared | Prob. > chi-squared |
|---------------------------------------|--------------|--------------|------------------|---------------------|
| UK CPI ALL ITEMS NADJ | 0,000 | 0,000 | 44,270 | 0,000 |
| UK RPI NADJ | 0,455 | 0,000 | 15,370 | 0,001 |
| FTSE 100 PI | 0,001 | 0,010 | 14,700 | 0,001 |
| JPM UK Govt. Bond PI | 0,293 | 0,155 | 3,220 | 0,200 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 0,000 | 0,000 | 34,750 | 0,000 |
| FRZ | 0,000 | 0,000 | 40,390 | 0,000 |
| FGW | 0,000 | 0,000 | 43,310 | 0,000 |
| FGW (nominal returns) | 0,000 | 0,000 | 47,610 | 0,000 |
| Real | 0,000 | 0,000 | 42,860 | 0,000 |
| Bond & Hwang (monthly) | 0,000 | 0,000 | 28,810 | 0,000 |
| Bond & Hwang (monthly, AR 3) | 0,000 | 0,000 | 27,620 | 0,000 |
| Bond & Hwang (quarterly) | 0,000 | 0,000 | 22,370 | 0,000 |
| Bond & Hwang (quarterly, AR 4) | 0,000 | 0,000 | 25,860 | 0,000 |

Berechnet in STATA

Tabelle 288 A Eigenschaften von Indices in jährlicher Periodizität für UK-Märkte

| Returns series (in natural logarithms) or correction procedures | UK CPI ALL ITEMS NADJ | UK RPI NADJ | FTSE 100 Price Index | JPM UK Govt, Bond Price Index | IPD UK Monthly Capital Index | Blundell & Ward | FRZ |
|--|--------------------------|-------------|-------------------------|-------------------------------------|---------------------------------------|--------------------|---------|
| Anzahl der Zeitreihenwerte | 24 | 24 | 24 | 24 | 24 | 23 | 23 |
| Median (in Prozent) | 2,3587 | 2,8928 | 10,5921 | 1,6046 | 3,9508 | 4,7070 | 3,9697 |
| Mittelwert (in Prozent) | 2,7974 | 3,4572 | 5,2364 | 1,0471 | 1,6084 | 1,1642 | 5,5278 |
| Standardabweichung (in Prozent) | 1,6936 | 1,8788 | 16,2730 | 6,2736 | 10,6144 | 16,6073 | 20,2730 |
| Schiefe | 1,4440 | 1,3922 | -1,1140 | -0,5074 | -1,1799 | -1,2451 | -0,1171 |
| Exzess-Kurtosis | 1,7419 | 2,2290 | 0,7881 | 0,6253 | 2,7278 | 1,9857 | 2,1312 |
| Minimum (in Prozent) | 0,0075 | 0,0069 | -0,3758 | -0,1575 | -0,3165 | -0,4670 | -0,4155 |
| Maximum (in Prozent) | 0,0734 | 0,0893 | 0,3009 | 0,1162 | 0,2155 | 0,3000 | 0,5839 |

Berechnet in Microsoft Excel

429

Panel B Eigenschaften von Indices in jährlicher Periodizität für UK-Märkte

| Returns series (in natural logarithms) or correction procedures | FGW | FGW (nominal returns) | Real | Bond & Hwang (monthly) | Bond & Hwang (monthly, AR 3) |
|--|---------|-----------------------------|---------|---------------------------|---------------------------------|
| Anzahl der Zeitreihenwerte | 23 | 23 | 23 | 24 | 24 |
| Median (in Prozent) | 1,5709 | -0,3151 | -0,2624 | 2,6584 | 3,4805 |
| Mittelwert (in Prozent) | 1,7133 | 0,4286 | -0,1009 | 1,4805 | 1,4565 |
| Standardabweichung (in Prozent) | 10,7040 | 11,4628 | 12,1140 | 7,3456 | 8,9264 |
| Schiefe | 0,1639 | 0,1648 | -0,0253 | -0,7357 | -1,1944 |
| Exzess-Kurtosis | 1,9861 | 2,1244 | 1,4313 | 1,2854 | 2,4519 |
| Minimum (in Prozent) | -0,2292 | -0,2408 | -0,2634 | -0,1692 | -0,2614 |
| Maximum (in Prozent) | 0,3052 | 0,3189 | 0,3095 | 0,1653 | 0,1765 |

Berechnet in Microsoft Excel

Panel C Eigenschaften von Indices in jährlicher Periodizität für UK-Märkte

| Returns series (in natural logarithms) or correction procedures | Bond & Hwang (quarterly) | Bond & Hwang (quarterly AR 4) | Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | Geltner ($a=1/2$) | Barkham & Geltner ($a=5/8$) | Barkham & Geltner ($a=3/4$) |
|--|--------------------------------|----------------------------------|---|------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|
| Anzahl der Zeitreihenwerte | 24 | 24 | 23 | 23 | 23 | 23 |
| Median (in Prozent) | 1,9550 | 2,6130 | 5,5527 | 4,1402 | 4,3523 | 3,5521 |
| Mittelwert (in Prozent) | 0,2984 | 0,5284 | 1,1263 | -3,1372 | 1,1788 | 1,2138 |
| Standardabweichung (in Prozent) | 9,8376 | 10,1855 | 19,4849 | 30,2637 | 15,5441 | 13,1647 |
| Schiefe | -1,3229 | -0,9616 | -1,1807 | -1,4177 | -1,2621 | -1,2621 |
| Exzess-Kurtosis | 2,1622 | 1,4007 | 1,5715 | 2,2166 | 2,1692 | 2,5909 |
| Minimum (in Prozent) | -0,2884 | -0,2811 | -0,5280 | -0,9153 | -0,4434 | -0,3870 |
| Maximum (in Prozent) | 0,1602 | 0,1870 | 0,3342 | 0,4489 | 0,2867 | 0,2551 |

Berechnet in Microsoft Excel

Tabelle 289 A Paarweise Korrelationen von Renditenreihen in jährlicher Periodizität für UK-Märkte

| Pairwise correlations | UK CPI ALL ITEMS NADJ | UK RPI NADJ | FTSE 100 Price Index | JPM UK Govt, Bond Price Index | IPD UK Monthly Capital Index | Blundell & Ward |
|----------------------------------|--------------------------|-------------|-------------------------|-------------------------------------|---------------------------------------|--------------------|
| UK RPI NADJ | 0,7649 | 1 | | | | |
| FTSE 100 Price Index | 0,0838 | 0,1776 | 1 | | | |
| JPM UK Govt, Bond Price Index | 0,0356 | -0,1583 | 0,0749 | 1 | | |
| IPD UK Monthly Capital Index | -0,1817 | 0,1961 | 0,4387 | -0,2619 | 1 | |
| Blundell & Ward | -0,2270 | 0,0109 | 0,4862 | -0,2235 | 0,9080 | 1 |
| FRZ | -0,1415 | -0,0818 | 0,4934 | -0,1733 | 0,6001 | 0,8077 |
| FGW | -0,0535 | -0,0772 | 0,4755 | -0,0996 | 0,4910 | 0,7110 |
| FGW (nominal returns) | -0,1352 | -0,1095 | 0,4836 | -0,1408 | 0,5387 | 0,7547 |
| Real | -0,2726 | -0,2514 | 0,4928 | -0,0887 | 0,5072 | 0,7395 |
| Bond & Hwang (monthly) | -0,1966 | -0,1267 | 0,4861 | -0,1161 | 0,7113 | 0,9212 |
| Bond & Hwang (monthly, AR 3) | -0,2028 | 0,1745 | 0,4256 | -0,2513 | 0,9940 | 0,9109 |
| Bond & Hwang (quarterly) | -0,2342 | 0,0133 | 0,4716 | -0,1822 | 0,9179 | 0,9913 |
| Bond & Hwang (quarterly, AR 4) | -0,1525 | 0,2949 | 0,3292 | -0,2716 | 0,9450 | 0,7351 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | -0,2270 | -0,0306 | 0,4818 | -0,2035 | 0,8649 | 0,9956 |
| Geltner (a=1/2) | -0,3447 | -0,0530 | 0,4699 | -0,2297 | 0,9294 | 0,9888 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | -0,2264 | 0,0309 | 0,4867 | -0,2325 | 0,9260 | 0,9990 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | -0,2215 | 0,0910 | 0,4824 | -0,2567 | 0,9689 | 0,9835 |

Berechnet in STATA

Panel B Paarweise Korrelationen von Renditenreihen in jährlicher Periodizität für UK-Märkte

| Pairwise correlations | FRZ | FGW | FGW (nominal returns) | Real | Bond & Hwang (monthly) |
|---|--------|--------|-----------------------------|--------|------------------------------|
| FGW | 0,9826 | 1 | | | |
| FGW (nominal returns) | 0,9949 | 0,9925 | 1 | | |
| Real | 0,9699 | 0,9602 | 0,9762 | 1 | |
| Bond & Hwang (monthly) | 0,9511 | 0,8966 | 0,9252 | 0,9176 | 1 |
| Bond & Hwang (monthly, AR 3) | 0,5596 | 0,4394 | 0,4919 | 0,4683 | 0,7012 |
| Bond & Hwang (quarterly) | 0,7573 | 0,6485 | 0,6974 | 0,6885 | 0,8969 |
| Bond & Hwang (quarterly, AR 4) | 0,3100 | 0,1909 | 0,2405 | 0,2080 | 0,4463 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 0,8338 | 0,7423 | 0,7841 | 0,7729 | 0,9469 |
| Geltner (a=1/2) | 0,7652 | 0,6564 | 0,7107 | 0,7147 | 0,8859 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | 0,7925 | 0,6936 | 0,7381 | 0,7210 | 0,9059 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | 0,7367 | 0,6325 | 0,6789 | 0,6563 | 0,8484 |

Berechnet in STATA

Panel C Paarweise Korrelationen von Renditenreihen in jährlicher Periodizität für UK-Märkte

| Pairwise correlations | Bond & Hwang (monthly, AR 3) | Bond & Hwang (quarterly) | Bond & Hwang (quarterly, AR 4) | Geltner (nominal returns, a=1/2) | Geltner (a=1/2) | Barkham & Geltner (a=5/8) |
|---|------------------------------------|--------------------------------|--------------------------------------|---|--------------------|---------------------------------|
| Bond & Hwang (quarterly) | 0,9303 | 1 | | | | |
| Bond & Hwang (quarterly, AR 4) | 0,9485 | 0,7675 | 1 | | | |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 0,8697 | 0,9835 | 0,6701 | 1 | | |
| Geltner (a=1/2) | 0,9339 | 0,9874 | 0,7787 | 0,9774 | 1 | |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | 0,9279 | 0,9919 | 0,7642 | 0,9904 | 0,9912 | 1 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | 0,9679 | 0,9816 | 0,8427 | 0,9623 | 0,9861 | 0,9907 |

Berechnet in STATA

Tabelle 290 Dickey-Fuller Einheitswurzeltests für Renditenreihen in jährlicher Periodizität für UK-Märkte

| Dickey-Fuller test for unit roots | UK CPI ALL ITEMS NADJ | UK RPI NADJ | FTSE 100 Price Index | JPM UK Govt, Bond Price Index | IPD UK Monthly Capital Index |
|--|--------------------------|-------------|-------------------------|-------------------------------------|---------------------------------------|
| Test-Statistic (0 lags) | -1,674 | -2,403 | -4,724 | -6,765 | -2,959 |
| 1% critical value | -3,750 | -3,750 | -3,750 | -3,750 | -3,750 |
| 5% critical value | -3,000 | -3,000 | -3,000 | -3,000 | -3,000 |
| 10% critical value | -2,630 | -2,630 | -2,630 | -2,630 | -2,630 |
| MacKinnon approximate p-value for z(t) | 0,4444 | 0,1410 | 0,0001 | 0,0000 | 0,0389 |

Berechnet in STATA

Tabelle 291 Philips-Perron Einheitswurzeltests für Renditenreihen in jährlicher Periodizität für UK-Märkte

| Phillips-Perron test for unit roots | UK CPI ALL ITEMS NADJ | UK RPI NADJ | FTSE 100 Price Index | JPM UK Govt, Bond Price Index | IPD UK Monthly Capital Index |
|--|--------------------------|-------------|-------------------------|-------------------------------------|---------------------------------------|
| Newey-West lags | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 |
| Test-Statistic z(rho) | -5,956 | -10,670 | -23,947 | -29,712 | -12,899 |
| Test-Statistic z(t) | -1,752 | -2,457 | -4,725 | -7,012 | -2,926 |
| 1% critical value, z(rho) | -17,200 | -17,200 | -17,200 | -17,200 | -17,200 |
| 1% critical value, z(t) | -3,750 | -3,750 | -3,750 | -3,750 | -3,750 |
| 5% critical value, z(rho) | -12,500 | -12,500 | -12,500 | -12,500 | -12,500 |
| 5% critical value, z(t) | -3,000 | -3,000 | -3,000 | -3,000 | -3,000 |
| 10% critical value, z(rho) | -10,200 | -10,200 | -10,200 | -10,200 | -10,200 |
| 10% critical value, z(t) | -2,630 | -2,630 | -2,630 | -2,630 | -2,630 |
| MacKinnon approximate p-value for z(t) | 0,4045 | 0,1262 | 0,0001 | 0,0000 | 0,0424 |

Berechnet in STATA

Tabelle 292 Tests auf Normalität für Renditenreihen in jährlicher Periodizität für UK-Märkte

| Skewness/Kurtosis tests for Normality | Pr(Skewness) | Pr(Kurtosis) | adj. chi-squared | Prob. > chi-squared |
|---------------------------------------|--------------|--------------|------------------|---------------------|
| UK CPI ALL ITEMS NADJ | 0,005 | 0,096 | 8,820 | 0,012 |
| UK RPI NADJ | 0,007 | 0,054 | 9,150 | 0,010 |
| FTSE 100 Price Index | 0,023 | 0,313 | 5,790 | 0,055 |
| JPM UK Govt, Bond Price Index | 0,265 | 0,384 | 2,210 | 0,331 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 0,017 | 0,031 | 8,640 | 0,013 |
| Blundell & Ward | 0,014 | 0,075 | 7,860 | 0,020 |
| FRZ | 0,796 | 0,064 | 3,830 | 0,148 |
| FGW | 0,718 | 0,075 | 3,660 | 0,160 |
| FGW (nominal returns) | 0,716 | 0,064 | 3,870 | 0,145 |
| Real | 0,955 | 0,145 | 2,360 | 0,307 |
| Bond & Hwang (monthly) | 0,115 | 0,168 | 4,490 | 0,106 |
| Bond & Hwang (monthly, AR 3) | 0,016 | 0,042 | 8,370 | 0,015 |
| Bond & Hwang (quarterly) | 0,009 | 0,059 | 8,690 | 0,013 |
| Bond & Hwang (quarterly, AR 4) | 0,045 | 0,146 | 5,760 | 0,056 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 0,019 | 0,123 | 6,980 | 0,031 |
| Geltner (a=1/2) | 0,007 | 0,058 | 9,070 | 0,011 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | 0,013 | 0,061 | 8,180 | 0,017 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | 0,013 | 0,038 | 8,710 | 0,013 |

Berechnet in STATA

Tabelle 293 Eigenschaften von Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für Märkte der USA

| Returns series (in natural logarithms) or correction procedures | CPI | S&P 500 COMPOSITE PI | BARCLAYS GVT/CORP. AAA | NCREIF Appreciation Index | FRZ | FGW | FGW (nominal returns) | Real (exog. volatility) | Real (endog. volatility) | Bond & Hwang | Bond & Hwang (market factor) | Bond & Hwang (appraisal seas.) |
|--|---------|----------------------------|------------------------------|---------------------------------|----------|----------|-----------------------------|-------------------------------|--------------------------------|-----------------|---------------------------------------|---|
| Anzahl der Zeitreihenwerte | 134 | 134 | 134 | 134 | 130 | 130 | 130 | 130 | 130 | 134 | 134 | 130 |
| Median (in Prozent) | 0,8344 | 2,3839 | -0,0344 | 0,5131 | 1,8250 | 0,5457 | 0,2633 | 0,3628 | 0,3889 | 0,5660 | 0,5302 | 0,4809 |
| Mittelwert (in Prozent) | 0,9607 | 1,9750 | 0,0333 | 0,3158 | 1,4217 | 0,5397 | 0,1398 | 0,4093 | 0,2890 | 0,3101 | 0,3047 | 0,2781 |
| Standardabweichung (in Prozent) | 0,7936 | 7,8981 | 3,0928 | 2,2277 | 6,5939 | 3,9747 | 3,9486 | 3,9486 | 6,5941 | 2,2974 | 1,9108 | 1,8120 |
| Annualisierter Mittelwert (in Prozent) | 3,8428 | 7,9001 | 0,1334 | 1,2632 | 5,6870 | 2,1587 | 0,5592 | 1,6370 | 1,1561 | 1,2406 | 1,2187 | 1,1126 |
| Annualisierte Standardabweichung (in Prozent) | 1,5871 | 15,7963 | 6,1856 | 4,4553 | 13,1879 | 7,9493 | 7,8972 | 7,8972 | 13,1881 | 4,5948 | 3,8216 | 3,6240 |
| Schiefe | 0,6831 | -0,5546 | 0,8896 | -1,9128 | -2,5326 | -1,0891 | -2,3356 | -1,0101 | -1,1887 | -2,3611 | -1,5304 | -1,7119 |
| Exzess-Kurtosis | 4,1042 | 1,5291 | 3,6654 | 6,0760 | 14,8138 | 5,0538 | 13,6706 | 4,9873 | 5,8372 | 11,5561 | 3,1368 | 4,1544 |
| Minimum (in Prozent) | -2,3894 | -29,1357 | -9,3216 | -10,0307 | -41,5698 | -18,4455 | -25,1435 | -18,3494 | -32,6145 | -13,2084 | -6,9187 | -7,0367 |
| Maximum (in Prozent) | 3,8698 | 20,4268 | 14,3142 | 3,9468 | 17,1233 | 9,9786 | 10,1534 | 10,8999 | 17,9089 | 5,3939 | 3,2279 | 2,9935 |

Berechnet in Microsoft Excel

Tabelle 294 Paarweise Korrelationen von Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für Märkte der USA

| Pairwise correlations | CPI | S&P 500 COMPOSITE PI | BARCLAYS GVT/CORP. AAA | NCREIF Appreciation Index | FRZ | FGW | FGW (nominal returns) | Real (exog. volatility) | Real (endog. volatility) | Bond & Hwang | Bond & Hwang (market factor) | Bond & Hwang (appraisal seas.) |
|---|---------|----------------------------|------------------------------|---------------------------------|--------|--------|-----------------------------|-------------------------------|--------------------------------|-----------------|---------------------------------------|---|
| S&P 500 COMPOSITE PI | 0,0515 | 1 | | | | | | | | | | |
| BARCLAYS GVT/CORP. AAA | -0,2674 | 0,1481 | 1 | | | | | | | | | |
| NCREIF Appreciation Index | 0,4103 | 0,2025 | -0,1008 | 1 | | | | | | | | |
| FRZ | 0,1923 | 0,3542 | -0,0746 | 0,6190 | 1 | | | | | | | |
| FGW | 0,1302 | 0,2868 | -0,0067 | 0,6736 | 0,9126 | 1 | | | | | | |
| FGW (nominal returns) | 0,1810 | 0,3297 | -0,0531 | 0,6355 | 0,9723 | 0,9486 | 1 | | | | | |
| Real (exog. volatility) | 0,0926 | 0,2852 | 0,0085 | 0,6252 | 0,9226 | 0,9931 | 0,9578 | 1 | | | | |
| Real (endog. volatility) | 0,0737 | 0,2961 | 0,0057 | 0,6186 | 0,9357 | 0,9892 | 0,9701 | 0,9981 | 1 | | | |
| Bond & Hwang | 0,2852 | 0,3070 | -0,1390 | 0,8600 | 0,8088 | 0,8327 | 0,8242 | 0,7864 | 0,7927 | 1 | | |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,4195 | 0,0847 | -0,0678 | 0,9316 | 0,3290 | 0,4066 | 0,3448 | 0,3555 | 0,3409 | 0,6280 | 1 | |
| Bond & Hwang (appraisal seas.) | 0,3968 | 0,0999 | -0,0717 | 0,9515 | 0,3671 | 0,4499 | 0,3857 | 0,3916 | 0,3791 | 0,6901 | 0,9922 | 1 |

Berechnet in STATA

Tabelle 295 Dickey-Fuller Einheitswurzeltests für Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für Märkte der USA

| Dickey-Fuller test for unit roots | CPI | S&P 500 COMPOSITE PI | BARCLAYS GVT/CORP. AAA | NCREIF Appreciation Index |
|--|--------|----------------------------|------------------------------|---------------------------------|
| Test-Statistic (4 lags) | -2,568 | -5,864 | -6,178 | -4,756 |
| 1% critical value | -3,500 | -3,500 | -3,508 | -3,500 |
| 5% critical value | -2,888 | -2,888 | -2,890 | -2,888 |
| 10% critical value | -2,578 | -2,578 | -2,580 | -2,578 |
| MacKinnon approximate p-value for z(t) | 0,0999 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0001 |

Berechnet in STATA

Tabelle 296 Phillips-Perron Einheitswurzeltests für Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für Märkte der USA

| Phillips-Perron test for unit roots | CPI | S&P 500 COMPOSITE PI | BARCLAYS GVT/CORP. AAA | NCREIF Appreciation Index |
|--|---------|----------------------------|------------------------------|---------------------------------|
| Newey-West lags | 4 | 4 | 4 | 4 |
| Test-Statistic z(rho) | -35,752 | -133,209 | -146,094 | -33,032 |
| Test-Statistic z(t) | -4,645 | -10,991 | -13,265 | -4,238 |
| 1% critical value, z(rho) | -19,910 | -19,910 | -19,860 | -19,910 |
| 1% critical value, z(t) | -3,499 | -3,499 | -3,504 | -3,499 |
| 5% critical value, z(rho) | -13,766 | -13,766 | -13,736 | -13,766 |
| 5% critical value, z(t) | -2,888 | -2,888 | -2,889 | -2,888 |
| 10% critical value, z(rho) | -11,044 | -11,044 | -11,024 | -11,044 |
| 10% critical value, z(t) | -2,578 | -2,578 | -2,579 | -2,578 |
| MacKinnon approximate p-value for z(t) | 0,0001 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0006 |

Tabelle 297 Tests auf Normalität für Renditenreihen in vierteljährlicher Periodizität für Märkte der USA

| Skewness/Kurtosis tests for Normality | Pr(Skewness) | Pr(Kurtosis) | adj. chi-squared | Prob. > chi-squared |
|---------------------------------------|--------------|--------------|------------------|---------------------|
| CPI | 0,002 | 0,000 | 21,880 | 0,0000 |
| S&P 500 COMPOSITE PI | 0,010 | 0,010 | 11,280 | 0,0036 |
| BARCLAYS GVT/CORP. AAA | 0,000 | 0,000 | 24,360 | 0,0000 |
| NCREIF Appreciation Index | 0,000 | 0,000 | 50,110 | 0,0000 |
| FRZ | 0,000 | 0,000 | 72,090 | 0,0000 |
| FGW | 0,000 | 0,000 | 31,090 | 0,0000 |
| FGW (nominal returns) | 0,000 | 0,000 | 67,290 | 0,0000 |
| Real (exog. volatility) | 0,000 | 0,000 | 29,450 | 0,0000 |
| Real (endog. volatility) | 0,000 | 0,000 | 34,740 | 0,0000 |
| Bond & Hwang | 0,000 | 0,000 | 67,040 | 0,0000 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,000 | 0,000 | 35,340 | 0,0000 |
| Bond & Hwang (appraisal seas.) | 0,000 | 0,000 | 40,740 | 0,0000 |

Berechnet in STATA

Tabelle 298 A Eigenschaften von Renditenreihen in jährlicher Periodizität für Märkte der USA

| Returns series (in natural logarithms) or correction procedures | CPI | S&P 500 COMPOSITE PI | BARCLAYS GVT/CORP. AAA | NCREIF Appreciation Index | Blundell & Ward | FRZ | FGW | FGW (nominal returns) |
|--|---------|----------------------------|------------------------------|---------------------------------|--------------------|----------|----------|-----------------------------|
| Anzahl der Zeitreihenwerte | 33 | 33 | 33 | 33 | 32 | 32 | 32 | 32 |
| Median (in Prozent) | 3,1805 | 11,2114 | 1,5885 | 2,4361 | 2,6509 | 7,8324 | 3,3922 | 2,0376 |
| Mittelwert (in Prozent) | 3,8321 | 7,6710 | 0,2521 | 1,1555 | 0,9647 | 5,6423 | 2,1307 | 0,5169 |
| Standardabweichung (in Prozent) | 2,7038 | 17,0319 | 5,6868 | 7,6481 | 13,0508 | 14,6370 | 9,1302 | 8,9256 |
| Schiefe | 1,9104 | -1,6158 | 0,4801 | -1,4576 | -0,8060 | -1,9034 | -0,8585 | -1,7133 |
| Exzess-Kurtosis | 3,2460 | 3,7221 | 2,1226 | 2,8200 | 3,0074 | 7,2284 | 3,5692 | 6,9169 |
| Minimum (in Prozent) | 1,1973 | -53,4109 | -11,1188 | -24,8178 | -37,1320 | -52,1150 | -27,9797 | -34,1800 |
| Maximum (in Prozent) | 11,9040 | 31,8129 | 18,4801 | 11,9346 | 34,9704 | 37,6739 | 25,7762 | 21,4619 |

Berechnet in Microsoft Excel

Panel B Eigenschaften von Renditenreihen in jährlicher Periodizität für Märkte der USA

| Returns series (in natural logarithms) or correction procedures | Real (exog. volatility) | Real (endog. volatility) | Geltner (nominal returns) | Geltner | Bond & Hwang | Bond & Hwang (market factor) | Bond & Hwang (appraisal seas.) | Bond & Hwang (annual ret.) |
|---|-------------------------|--------------------------|---------------------------|----------|--------------|------------------------------|--------------------------------|----------------------------|
| Anzahl der Zeitreihenwerte | 32 | 32 | 32 | 32 | 33 | 33 | 32 | 33 |
| Median (in Prozent) | 2,5361 | 2,8102 | 4,4667 | 4,0264 | 2,3242 | 1,9567 | 1,9324 | 2,2910 |
| Mittelwert (in Prozent) | 1,6415 | 1,1514 | 0,9513 | 1,3206 | 1,1097 | 1,1220 | 0,9921 | 2,7360 |
| Standardabweichung (in Prozent) | 8,4299 | 14,2120 | 17,2662 | 17,0701 | 7,0981 | 7,1683 | 6,7209 | 5,1429 |
| Schiefe | -1,1074 | -1,1899 | -0,3462 | -0,1880 | -0,9824 | -1,5790 | -1,7714 | -0,0537 |
| Exzess-Kurtosis | 4,3451 | 5,0342 | 3,8635 | 4,3790 | 2,6580 | 4,0054 | 4,9446 | -1,2354 |
| Minimum (in Prozent) | -27,8184 | -49,7458 | -45,0137 | -45,5871 | -20,0323 | -24,8036 | -24,1346 | -5,6927 |
| Maximum (in Prozent) | 22,5324 | 37,2566 | 53,5907 | 55,7638 | 18,0837 | 10,5452 | 10,0908 | 10,7589 |

Berechnet in Microsoft Excel

Tabelle 299 A Paarweise Korrelationen von Renditenreihen in jährlicher Periodizität für Märkte der USA

| Pairwise correlations | CPI | S&P 500 COMPOSITE PI | BARCLAYS GVT/CORP. AAA | NCREIF Appreciation Index | Blundell & Ward | FRZ | FGW | FGW (nominal returns) |
|---|---------|----------------------------|------------------------------|---------------------------------|--------------------|--------|--------|--------------------------|
| S&P 500 COMPOSITE PI | 0,0000 | 1 | | | | | | |
| BARCLAYS GVT/CORP. AAA | -0,3600 | 0,0490 | 1 | | | | | |
| NCREIF Appreciation Index | 0,3906 | 0,1402 | -0,2052 | 1 | | | | |
| Blundell & Ward | 0,2137 | 0,2355 | -0,1787 | 0,8731 | 1 | | | |
| FRZ | 0,1318 | 0,4788 | -0,2222 | 0,5887 | 0,8157 | 1 | | |
| FGW | 0,2248 | 0,3637 | -0,2044 | 0,7294 | 0,9245 | 0,9447 | 1 | |
| FGW (nominal returns) | 0,1282 | 0,4538 | -0,2232 | 0,6051 | 0,8399 | 0,9979 | 0,9564 | 1 |
| Real (exog. Vola) | 0,1820 | 0,4036 | -0,1826 | 0,6846 | 0,8868 | 0,9630 | 0,9943 | 0,9707 |
| Real (endog. Vola) | 0,1117 | 0,4211 | -0,1737 | 0,6535 | 0,8755 | 0,9761 | 0,9857 | 0,9828 |
| Geltner (nominal returns) | 0,1584 | 0,2529 | -0,1668 | 0,7967 | 0,9903 | 0,8430 | 0,9377 | 0,8683 |
| Geltner | 0,1184 | 0,2527 | -0,0823 | 0,7851 | 0,9784 | 0,8188 | 0,9372 | 0,8461 |
| Bond & Hwang | 0,2115 | 0,3102 | -0,2341 | 0,8168 | 0,9802 | 0,8764 | 0,9504 | 0,8964 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,4153 | 0,0184 | -0,1632 | 0,9551 | 0,6998 | 0,3361 | 0,5031 | 0,3508 |
| Bond & Hwang (appraisal seas.) | 0,3792 | 0,0374 | -0,1568 | 0,9775 | 0,7742 | 0,4062 | 0,5793 | 0,4247 |
| Bond & Hwang (annual ret.) | 0,6277 | -0,0550 | -0,0603 | 0,5945 | 0,2695 | 0,0640 | 0,1754 | 0,0608 |

Berechnet in STATA

Panel A Paarweise Korrelationen von Renditenreihen in jährlicher Periodizität für Märkte der USA

| Pairwise correlations | Real (exog. volatility) | Real (endog. volatility) | Geltner (nominal returns) | Geltner | Bond & Hwang | Bond & Hwang (market factor) | Bond & Hwang (appraisal seas.) |
|---|-------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|---------|-----------------|---------------------------------------|---|
| Real (endog. Vola) | 0,9961 | 1 | | | | | |
| Geltner (nominal returns) | 0,9038 | 0,8986 | 1 | | | | |
| Geltner | 0,9075 | 0,899 | 0,9886 | 1 | | | |
| Bond & Hwang | 0,9239 | 0,92 | 0,9827 | 0,9656 | 1 | | |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,4505 | 0,4095 | 0,5947 | 0,5878 | 0,6163 | 1 | |
| Bond & Hwang (appraisal seas.) | 0,5245 | 0,4862 | 0,6806 | 0,6745 | 0,6923 | 0,9928 | 1 |
| Bond & Hwang (annual ret.) | 0,1466 | 0,0928 | 0,1668 | 0,1709 | 0,1597 | 0,6938 | 0,6403 |

Berechnet in STATA

Tabelle 300 Dickey-Fuller Einheitswurzeltests für Renditenreihen in jährlicher Periodizität für Märkte der USA

| Dickey-Fuller test for unit roots | CPI | S&P 500 COMPOSITE PI | BARCLAYS GVT/CORP. AAA | NCREIF Appreciation Index |
|--|--------|----------------------------|------------------------------|---------------------------------|
| Test-Statistic (0 lags) | -2,136 | -6,449 | -7,107 | -3,201 |
| 1% critical value | -3,702 | -3,702 | -3,702 | -3,702 |
| 5% critical value | -2,980 | -2,980 | -2,980 | -2,980 |
| 10% critical value | -2,622 | -2,622 | -2,622 | -2,622 |
| MacKinnon approximate p-value for z(t) | 0,2301 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0199 |

Berechnet in STATA

Tabelle 301 Philips-Perron Einheitswurzeltests für Renditenreihen in jährlicher Periodizität für Märkte der USA

| Phillips-Perron test for unit root | CPI | S&P 500 COMPOSITE PI | BARCLAYS GVT/CORP. AAA | NCREIF Appreciation Index |
|--|---------|----------------------------|------------------------------|---------------------------------|
| Berechnet in STATA | | | | |
| Newey-West lags | 3 | 3 | 3 | 3 |
| Test-Statistic z(rho) | -5,632 | -36,787 | -33,729 | -15,019 |
| Test-Statistic z(t) | -1,974 | -6,460 | -7,828 | -3,115 |
| 1% critical value, z(rho) | -17,676 | -17,676 | -17,676 | -17,676 |
| 1% critical value, z(t) | -3,702 | -3,702 | -3,702 | -3,702 |
| 5% critical value, z(rho) | -12,724 | -12,724 | -12,724 | -12,724 |
| 5% critical value, z(t) | -2,980 | -2,980 | -2,980 | -2,980 |
| 10% critical value, z(rho) | -10,340 | -10,340 | -10,340 | -10,340 |
| 10% critical value, z(t) | -2,622 | -2,622 | -2,622 | -2,622 |
| MacKinnon approximate p-value for z(t) | 0,2979 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0255 |

Tabelle 302 Tests auf Normalität für Renditenreihen in jährlicher Periodizität für Märkte der USA

| Skewness/Kurtosis tests for Normality | Pr(Skewness) | Pr(Kurtosis) | adj. Chi-squared | Prob > chi-squared |
|---------------------------------------|--------------|--------------|------------------|--------------------|
| CPI | 0,000 | 0,011 | 15,840 | 0,0004 |
| S&P 500 COMPOSITE PI | 0,001 | 0,006 | 14,510 | 0,0007 |
| BARCLAYS GVT/CORP. AAA | 0,226 | 0,042 | 5,370 | 0,0681 |
| NCREIF Appreciation Index | 0,002 | 0,018 | 12,260 | 0,0022 |
| Blundell & Ward | 0,054 | 0,015 | 8,250 | 0,0161 |
| FRZ | 0,000 | 0,000 | 19,790 | 0,0001 |
| FGW | 0,042 | 0,008 | 9,320 | 0,0095 |
| FGW (nominal returns) | 0,000 | 0,000 | 18,310 | 0,0001 |
| Real (exog. volatility) | 0,012 | 0,003 | 11,780 | 0,0028 |
| Real (endog. volatility) | 0,008 | 0,002 | 13,090 | 0,0014 |
| Geltner (nominal returns) | 0,383 | 0,006 | 7,390 | 0,0248 |
| Geltner | 0,632 | 0,003 | 7,690 | 0,0213 |
| Bond & Hwang | 0,021 | 0,021 | 8,930 | 0,0115 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,001 | 0,005 | 14,630 | 0,0007 |
| Bond & Hwang (appraisal seas.) | 0,000 | 0,002 | 16,700 | 0,0002 |
| Bond & Hwang (annual ret.) | 0,889 | 0,008 | 6,430 | 0,0402 |

Berechnet in STATA

9.4 Abbildungen der ursprünglichen und der mit unterschiedlichen Verfahren korrigierten Zeitreihen

NCREIF Appreciation Index und IPD UK Monthly Capital Index

In den folgenden Abbildungen sind teilweise die Zeitpunkte von Ereignissen eingetragen, die für die Wertentwicklungen auf Märkten relevant gewesen sein dürften. Diese wurden für die Jahre 1986 bis 2005 aus Fisher et al. (2006), Schaubild 5 entnommen.

Die folgenden Abbildungen wurden in Microsoft Excel erstellt.

Abbildung 16 NCREIF Appreciation Index als ursprüngliche Zeitreihe und mit unterschiedlichen Verfahren korrigiert

(Ende 4. Quartal 1977 bis Ende 2. Quartal 2011, Ende 4. Quartal 1978 = 100)

446

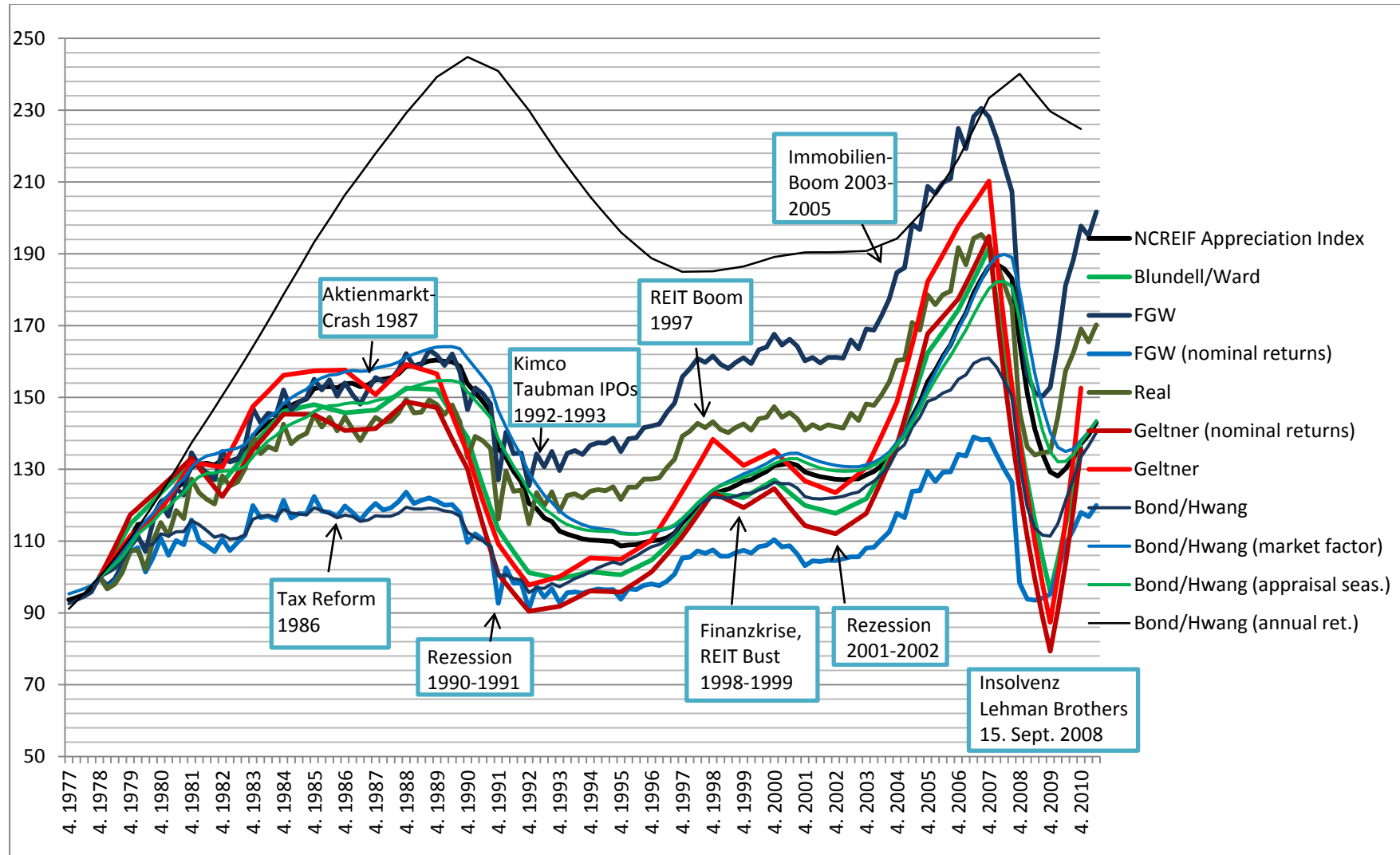


Abbildung 17 IPD UK Monthly Capital Index als ursprüngliche Zeitreihe und mit unterschiedlichen Verfahren korrigiert

(31. Dez. 1986 bis 31. Dez. 2010, 31. Dez. 1987 = 100)

447

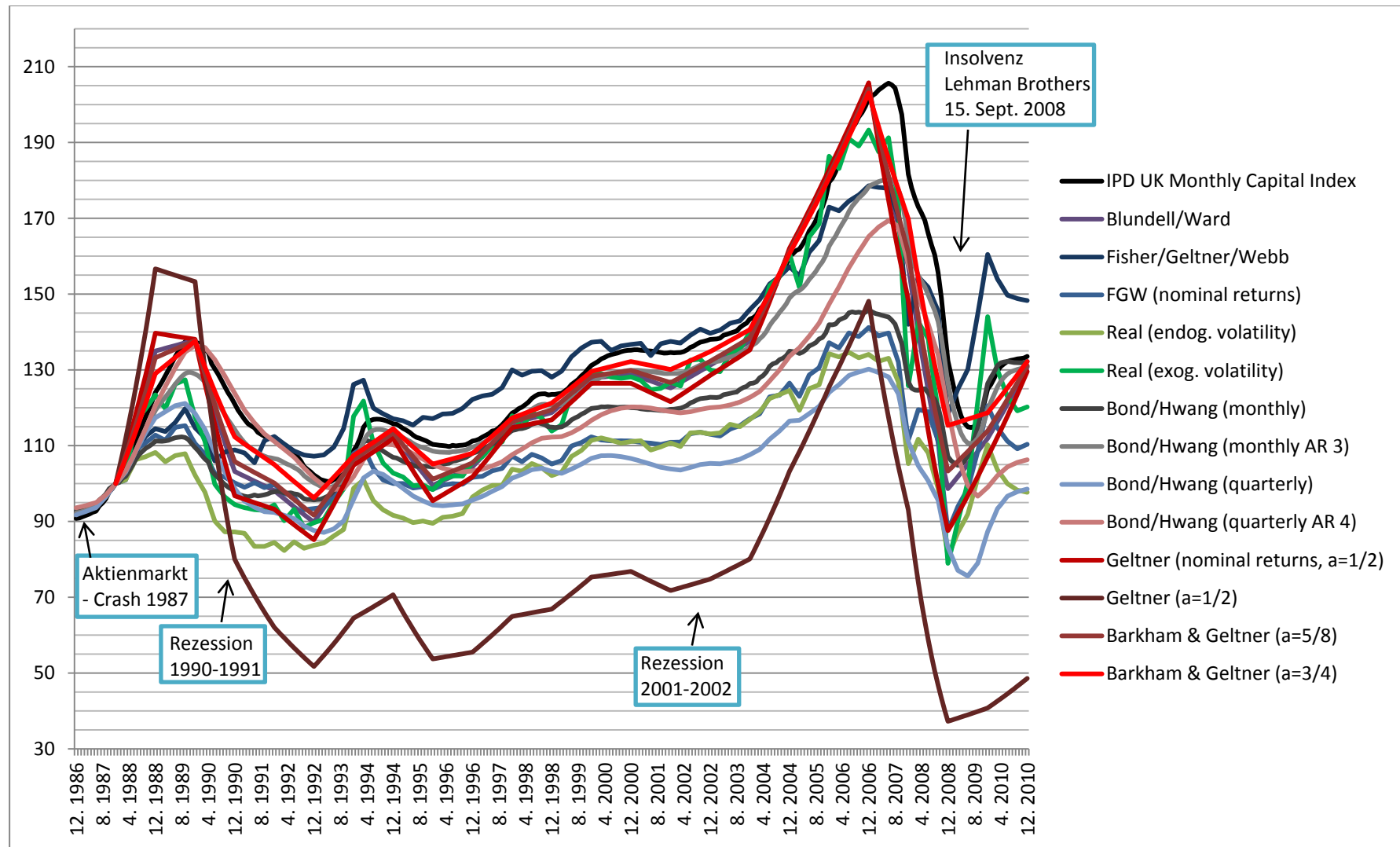


Abbildung 18 IPD UK Monthly Capital Index als ursprüngliche Zeitreihe und mit unterschiedlichen Zero-Autocorrelation-Korrekturverfahren korrigiert (31. Dez. 1986 bis 31. Dez. 2010, 31. Dez. 1987 = 100)

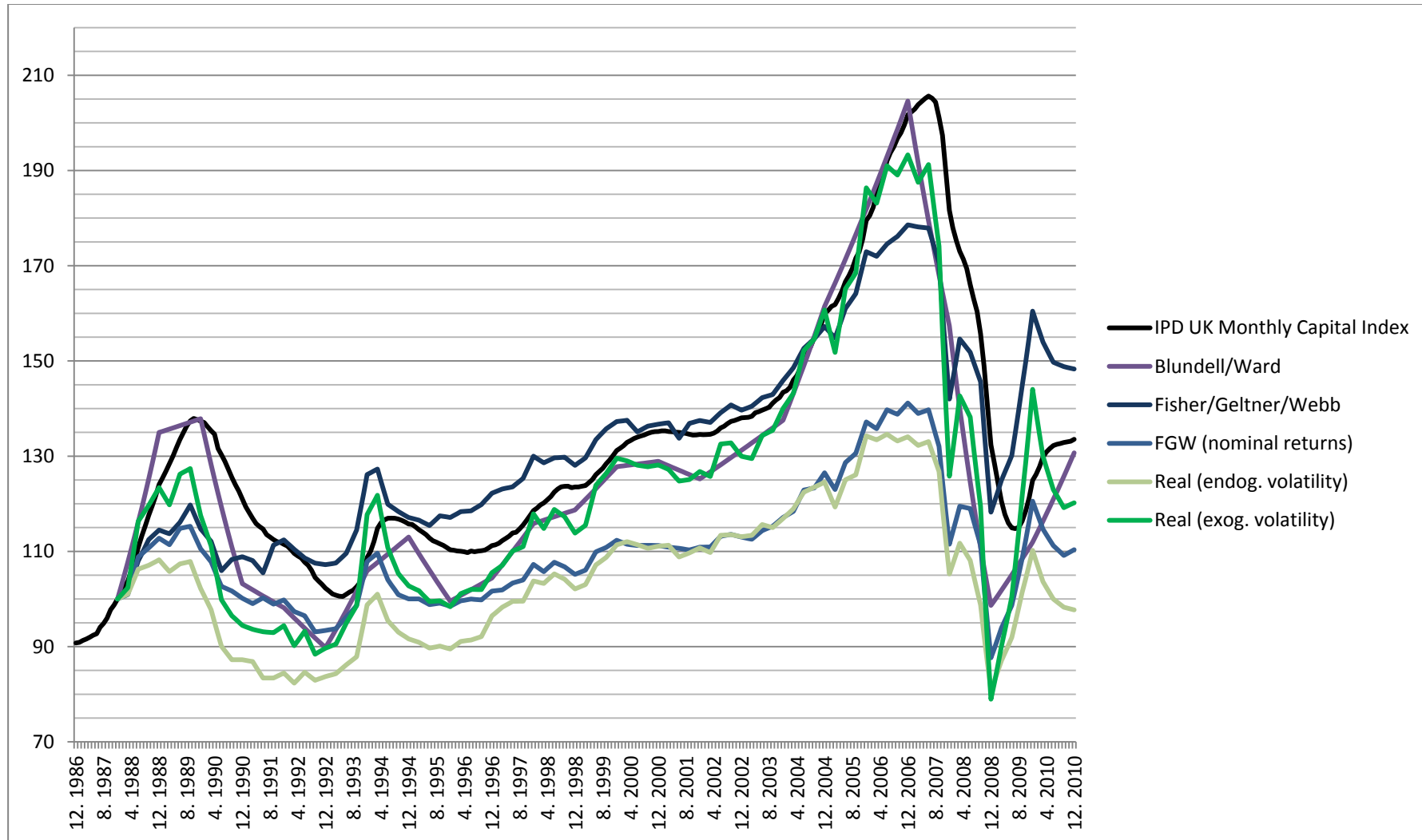


Abbildung 19 IPD UK Monthly Capital Index als ursprüngliche Zeitreihe und mit unterschiedlichen Reverse-Engineering-Korrekturverfahren korrigiert (31. Dez. 1986 bis 31. Dez. 2010, 31. Dez. 1987 = 100)

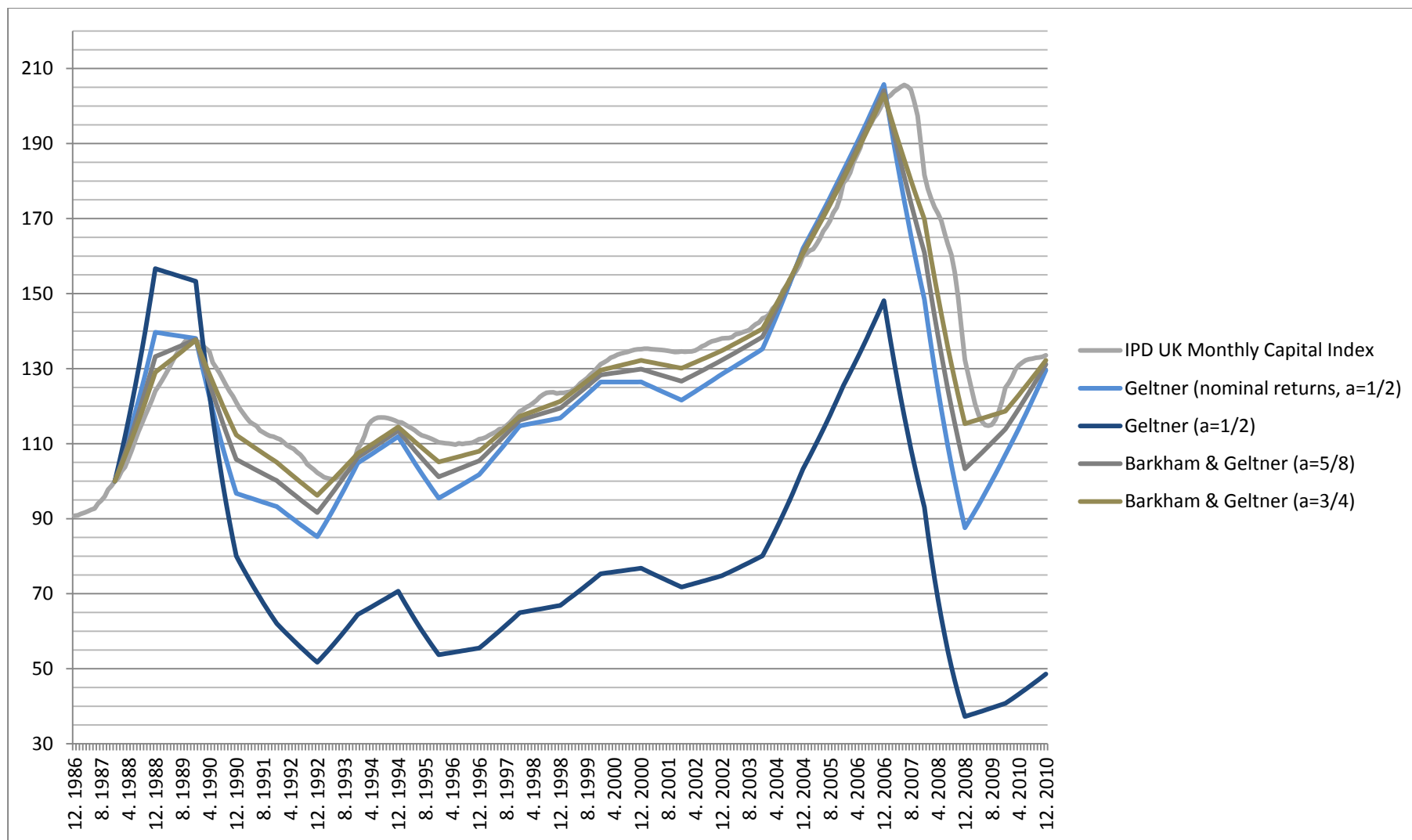
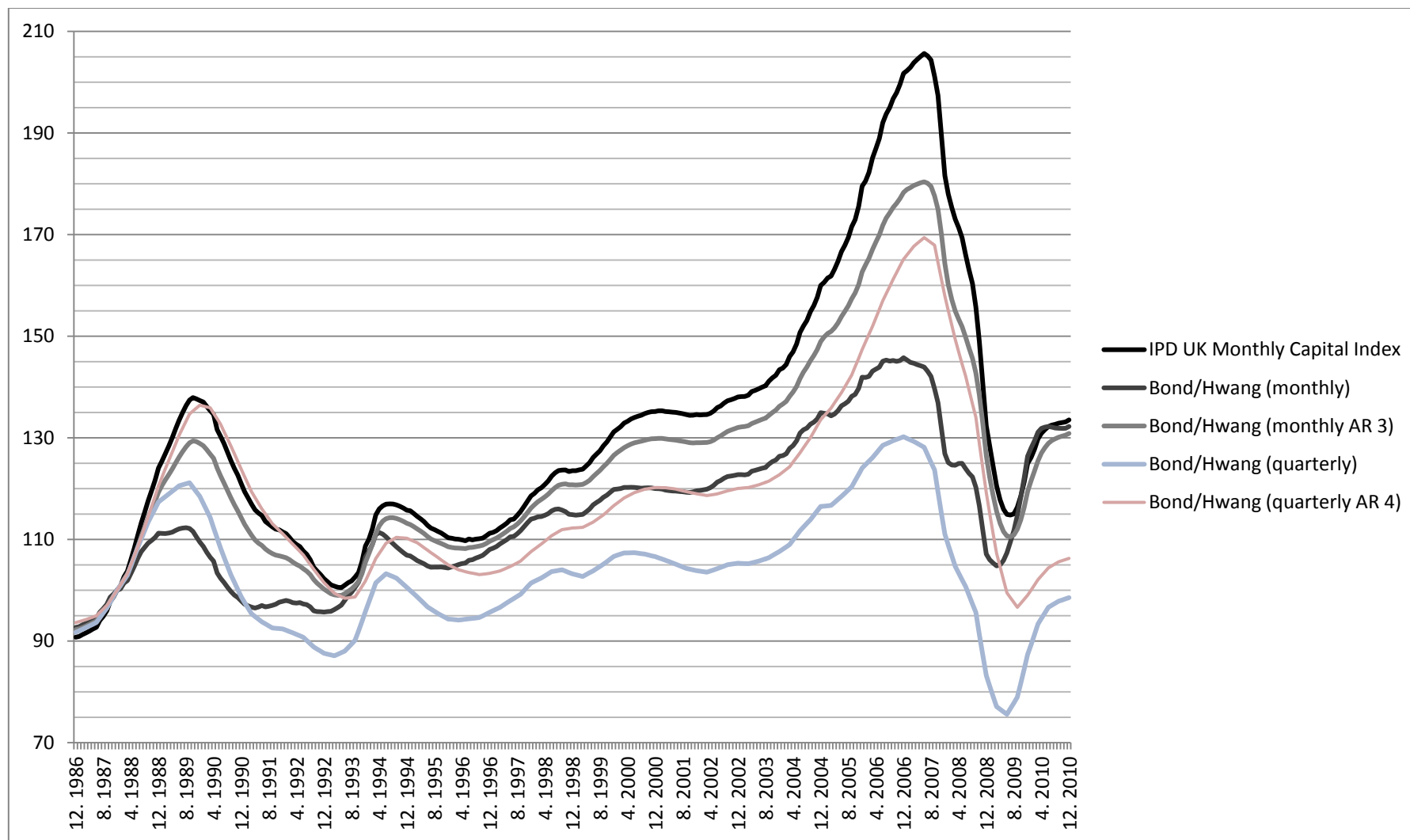


Abbildung 20 IPD UK Monthly Capital Index als ursprüngliche Zeitreihe und mit unterschiedlichen Varianten des Korrekturverfahrens von Bond und Hwang korrigiert (31. Dez. 1986 bis 31. Dez. 2010, 31. Dez. 1987 = 100)



9.5 Ergebnisse zu Standardabweichungen, Mittelwerten und Korrelationen der Renditen unterschiedlicher Zeitbereiche von Indices

9.5.1 Indices für UK: Rollierendes Zeitfenster

9.5.1.1 Errechnete Standardabweichungen und Kennzahlen für rollierende Zeitfenster mit 180 Monatsrenditen

Tabelle 303 Kennzahlen zu Standardabweichungen für rollierende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den UK-Markt in monatlicher Periodizität

| Monatsrenditen | Monatliche Standardabweichung (in Prozent) | | | | | | | | | |
|----------------------------------|--|-----------------|------------|--------|--------------------|---------|---------|-----------|--------------------|--------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd/Median |
| FTSE All Share Price Index | 4,89 | 4,38 | 4,20 | 4,20 | 0,26 | 3,77 | 4,89 | 1,12 | 0,27 | 0,54 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 1,78 | 1,50 | 1,56 | 1,54 | 0,12 | 1,38 | 1,78 | 0,40 | 0,26 | 0,44 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 0,85 | 1,25 | 0,86 | 0,77 | 0,25 | 0,57 | 1,25 | 0,69 | 0,89 | 1,22 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,58 | 0,87 | 0,58 | 0,55 | 0,17 | 0,40 | 0,89 | 0,49 | 0,89 | 1,39 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,72 | 1,13 | 0,77 | 0,67 | 0,25 | 0,50 | 1,43 | 0,93 | 1,38 | 5,17 |

Berechnet in R

Tabelle 304 Kennzahlen zu Standardabweichungen für rollierende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den UK-Markt in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Vierteljährliche Standardabweichung (in Prozent) | | | | | | | | | |
|------------------------------------|--|-----------------|------------|--------|--------------------|---------|-----------|-----------|--------------------|--------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd/Median |
| FTSE All Share Price Index | 7,35 | 7,77 | 7,29 | 7,31 | 0,62 | 6,23 | 8,66 | 2,43 | 0,33 | 9,51 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 3,19 | 2,48 | 2,73 | 2,75 | 0,31 | 2,16 | 3,21 | 1,05 | 0,38 | 6,18 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 2,47 | 3,64 | 2,40 | 2,05 | 0,81 | 1,50 | 3,76 | 2,25 | 1,10 | 2,58 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 4,88 | 7,34 | 7,00 | 4,25 | 8,04 | 2,42 | 50,89 | 48,47 | 11,41 | 45,55 |
| Elimination of significant AC only | 19,84 | 101,81 | 32,75 | 13,75 | 94,41 | 1,67 | 956,33 | 954,66 | 69,44 | 338,40 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 3,99 | 3,70 | 3,37 | 3,46 | 0,38 | 2,72 | 4,20 | 1,48 | 0,43 | 12,51 |
| FGW (nominal returns) | 4,38 | 3,81 | 3,68 | 3,64 | 0,31 | 3,07 | 4,54 | 1,47 | 0,40 | 9,07 |
| Real | 4,77 | 3,75 | 3,80 | 3,78 | 0,38 | 3,10 | 4,85 | 1,75 | 0,46 | 9,75 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,67 | 2,49 | 1,63 | 1,45 | 0,53 | 1,08 | 2,64 | 1,56 | 1,08 | 2,85 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 2,06 | 3,42 | 2,20 | 1,81 | 0,82 | 1,32 | 4,03 | 2,71 | 1,50 | 5,62 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,85 | 3,03 | 260,11 | 1,86 | 1617,59 | 1,07 | 16080,49 | 16079,41 | 8667,64 | 28083,34 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | 52317228 | 3,39 | 27175256 | 3,4018 | 7,76E+12 | 1,09 | 4,146E+14 | 4,15E+14 | 1,22E+14 | 1,11056E+15 |

Berechnet in R

Die hohe Standardabweichung (52317228) für das erste Zeitfenster der mit dem Verfahren Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) „korrigierten“ (besser: behandelten) Indexrenditen ist darauf zurückzuführen, dass die Renditenreihe nach der Korrektur integriert ist. Im konkreten Fall wird die Renditenreihe in dem in Gleichung (83) beschriebenem Verarbeitungsprozess für die Bond und Hwang-Korrekturverfahren (vgl. Abschnitt 5.4) instationär. In die Gleichung (83) fließt auch der Schätzwert für den Moving Average (MA)-Parameter des für das Bond und Hwang-Verfahren zu schätzenden ARFIMA-Modells ein, der im konkreten Fall kleiner als -1 ist. Da der MA-Parameter den Effekt des Phänomens „Nicht-synchrone Bewertungen“ einfangen soll, werden aber auch eher Parameterschätzwerte im Intervall] -1; 0] für plausibel gehalten. Auch die hohen Kennzahlenwerte für die anderen Zeitfenster bzw. (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität erklärt.

Tabelle 305 Kennzahlen zu Standardabweichungen für rollierende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den UK-Markt in vierteljährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Jährliche Standardabweichung (in Prozent) | | | | | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------------|------------|--------|--------------------|---------|---------|-----------|--------------------|---------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| FTSE All Share Price Index | 14,88 | 13,38 | 15,87 | 15,77 | 2,54 | 10,15 | 22,60 | 12,45 | 0,79 | 9,45 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 7,71 | 3,84 | 5,29 | 5,15 | 1,17 | 3,09 | 7,71 | 4,62 | 0,90 | 13,47 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 8,82 | 13,53 | 8,40 | 7,10 | 2,94 | 4,67 | 13,89 | 9,22 | 1,30 | 3,65 |
| Blundell & Ward | 13,18 | 17,62 | 10,61 | 8,16 | 4,87 | 5,14 | 20,36 | 15,22 | 1,87 | 3,78 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 11,34 | 12,16 | 14,42 | 7,87 | 19,15 | 3,76 | 124,52 | 120,76 | 15,35 | 64,72 |
| Elimination of significant AC only | 59,72 | 213,59 | 71,71 | 29,80 | 231,12 | 3,63 | 2404,79 | 2401,16 | 80,57 | 349,53 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 9,59 | 5,29 | 7,25 | 7,38 | 1,42 | 4,75 | 11,09 | 6,34 | 0,86 | 12,32 |
| FGW (nominal returns) | 11,26 | 5,30 | 7,99 | 7,91 | 1,72 | 4,82 | 11,57 | 6,75 | 0,85 | 13,33 |
| Real | 11,91 | 6,43 | 8,48 | 8,53 | 1,70 | 4,94 | 11,91 | 6,97 | 0,82 | 11,07 |
| Geltner (original, a=1/2) | 26,20 | 39,84 | 25,54 | 24,63 | 7,66 | 13,45 | 40,90 | 27,45 | 1,11 | 3,76 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 16,28 | 26,94 | 16,54 | 15,30 | 5,06 | 9,22 | 28,24 | 19,02 | 1,24 | 4,54 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | 12,93 | 21,06 | 12,99 | 11,77 | 4,12 | 7,16 | 21,98 | 14,82 | 1,26 | 4,42 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | 10,91 | 17,42 | 10,79 | 9,44 | 3,55 | 5,91 | 18,09 | 12,18 | 1,29 | 4,27 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 5,58 | 7,45 | 5,27 | 4,91 | 1,66 | 2,85 | 9,04 | 6,19 | 1,26 | 4,88 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 7,12 | 13,21 | 7,75 | 6,39 | 3,19 | 3,98 | 15,67 | 11,69 | 1,83 | 8,37 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 6,81 | 12,13 | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | k.A. | 13,24 | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

Berechnet in R

9.5.1.2 Errechnete Mittelwerte und Kennzahlen für rollierende Zeitfenster mit 180 Monatsrenditen

Tabelle 306 Kennzahlen zu Mittelwerten für rollierende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den UK-Markt in monatlicher Periodizität

| Monatsrenditen | Monatlicher Mittelwert (in Prozent) | | | | | | | | | |
|----------------------------------|-------------------------------------|-----------------|------------|--------|--------------------|---------|---------|-----------|--------------------|---------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| FTSE All Share Price Index | 0,53 | 0,15 | 0,38 | 0,42 | 0,12 | 0,14 | 0,58 | 0,45 | 1,07 | 6,57 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 0,07 | 0,09 | 0,09 | 0,09 | 0,04 | -0,02 | 0,20 | 0,22 | 2,29 | 11,30 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 0,22 | 0,11 | 0,17 | 0,13 | 0,11 | -0,01 | 0,39 | 0,40 | 3,20 | 7,26 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,21 | 0,10 | 0,16 | 0,14 | 0,13 | -0,11 | 0,40 | 0,51 | 3,59 | 7,20 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,21 | 0,11 | 0,17 | 0,14 | 0,12 | -0,01 | 0,40 | 0,41 | 2,90 | 8,66 |

Berechnet in R

Tabelle 307 Kennzahlen zu Mittelwerten für rollierende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den UK-Markt in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Vierteljährlicher Mittelwert (in Prozent) | | | | | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------------|------------|--------|--------------------|-----------|---------|-----------|--------------------|--------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Max. | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd/Median |
| FTSE All Share Price Index | 1,99 | 0,20 | 1,10 | 1,18 | 0,42 | 0,20 | 1,99 | 1,79 | 1,52 | 7,32 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 0,31 | 0,25 | 0,28 | 0,27 | 0,13 | -0,05 | 0,58 | 0,63 | 2,29 | 12,54 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 0,53 | 0,29 | 0,50 | 0,34 | 0,38 | 0,03 | 1,27 | 1,24 | 3,70 | 8,47 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,59 | 1,42 | 1,85 | 1,81 | 1,58 | -3,92 | 5,89 | 9,81 | 5,41 | 31,33 |
| Elimination of significant AC only | 1,70 | 1,25 | -0,02 | 0,58 | 7,70 | -69,61 | 18,67 | 88,29 | 151,71 | 666,69 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,50 | 0,40 | 0,58 | 0,46 | 0,42 | -0,34 | 1,61 | 1,96 | 4,24 | 17,51 |
| FGW (nominal returns) | 0,37 | 0,10 | 0,46 | 0,33 | 0,63 | -1,24 | 1,95 | 3,19 | 9,74 | 33,06 |
| Real | 0,35 | -0,08 | 0,14 | 0,15 | 0,51 | -1,71 | 1,30 | 3,01 | 20,28 | 117,91 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,54 | 0,27 | 0,48 | 0,38 | 0,41 | -0,32 | 1,28 | 1,60 | 4,21 | 8,41 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,53 | 0,29 | 0,52 | 0,37 | 0,38 | 0,03 | 1,30 | 1,26 | 3,37 | 9,30 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,14 | -0,09 | -104,15 | 0,16 | 976,28 | -9418,28 | 3402,12 | 12820,40 | 81466,86 | 213788,40 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | 18411249 | 0,07 | 2180228 | 0,11 | 15733756 | -30683414 | 1,E+14 | 2,E+14 | 1,E+15 | 6,E+15 |

Berechnet in R

Die hohen Kennzahlenwerte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Tabelle 308 Kennzahlen zu Mittelwerten für rollierende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den UK-Markt in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Jährlicher Mittelwert (in Prozent) | | | | | | | | | |
|------------------------------------|------------------------------------|-----------------|------------|--------|--------------------|---------|---------|-----------|--------------------|--------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd/Median |
| FTSE All Share Price Index | 7,96 | 0,81 | 4,42 | 4,70 | 1,67 | 0,81 | 7,96 | 7,15 | 1,52 | 7,32 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 1,22 | 1,01 | 1,12 | 1,10 | 0,54 | -0,19 | 2,32 | 2,51 | 2,29 | 12,54 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 2,12 | 1,17 | 2,01 | 1,34 | 1,51 | 0,14 | 5,09 | 4,96 | 3,70 | 8,47 |
| Blundell & Ward | 1,66 | 1,11 | 1,92 | 1,61 | 1,85 | -1,79 | 5,25 | 7,04 | 4,37 | 10,20 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 10,38 | 5,67 | 7,39 | 7,26 | 6,34 | -15,69 | 23,55 | 39,24 | 5,41 | 31,33 |
| Elimination of significant AC only | 6,81 | 4,99 | -0,06 | 2,33 | 30,80 | -278,46 | 74,69 | 353,15 | 151,71 | 666,69 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 1,99 | 1,61 | 2,31 | 1,85 | 1,69 | -1,38 | 6,45 | 7,83 | 4,24 | 17,51 |
| FGW (nominal returns) | 1,49 | 0,40 | 1,85 | 1,31 | 2,50 | -4,94 | 7,81 | 12,75 | 9,74 | 33,06 |
| Real | 1,38 | -0,32 | 0,54 | 0,59 | 2,04 | -6,85 | 5,21 | 12,06 | 20,28 | 117,91 |
| Geltner (original, a=1/2) | -2,37 | -2,14 | -0,17 | -1,15 | 4,40 | -5,76 | 7,91 | 13,67 | -11,92 | -29,17 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 1,40 | 1,00 | 1,87 | 1,40 | 2,56 | -2,36 | 6,38 | 8,74 | 6,25 | 15,22 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | 1,69 | 1,06 | 1,93 | 1,47 | 2,08 | -1,36 | 5,82 | 7,17 | 4,87 | 11,62 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | 1,88 | 1,11 | 1,96 | 1,54 | 1,80 | -0,69 | 5,47 | 6,16 | 4,00 | 9,40 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 2,16 | 1,07 | 1,94 | 1,52 | 1,66 | -1,28 | 5,10 | 6,38 | 4,21 | 8,41 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 2,11 | 1,17 | 2,07 | 1,50 | 1,50 | 0,14 | 5,19 | 5,05 | 3,37 | 9,30 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,55 | -0,37 | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | k.A. | 0,28 | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

Berechnet in R

9.5.1.3 Errechnete Korrelationen und Kennzahlen für rollierende Zeitfenster mit 180 Monatsrenditen

Tabelle 309 Korrelationen für rollierende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Aktienindex FTSE All Share Price Index und anderer Renditenreihen für den UK-Markt in monatlicher Periodizität

| Monatsrenditen | Korrelationen monatlicher Renditenreihen: Aktien (FTSE All Share Price Index) | | | | | | |
|---------------------------------|--|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|----------------|
| | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max. – Min. |
| FTSE All Share Price Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 0,26 | -0,11 | 0,14 | 0,21 | -0,11 | 0,41 | 0,52 |
| IPD UK Monthly Capital Index | -0,08 | 0,23 | 0,06 | 0,01 | -0,10 | 0,26 | 0,35 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -0,08 | 0,23 | 0,07 | 0,01 | -0,09 | 0,25 | 0,35 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | -0,09 | 0,19 | 0,05 | 0,01 | -0,10 | 0,26 | 0,36 |

Berechnet in R

Tabelle 310 Korrelationen für rollierende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Aktienindex FTSE All Share Price Index und anderer Renditenreihen für den UK-Markt in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Korrelationen vierteljährlicher Renditenreihen: Aktien (FTSE All Share Price Index) | | | | | | |
|------------------------------------|--|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|----------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max. – Min. |
| FTSE All Share Price Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 0,41 | -0,33 | 0,09 | 0,17 | -0,33 | 0,48 | 0,81 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 0,03 | 0,41 | 0,13 | 0,04 | -0,14 | 0,51 | 0,65 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,11 | 0,25 | 0,14 | 0,13 | -0,09 | 0,49 | 0,58 |
| Elimination of significant AC only | -0,11 | -0,13 | -0,01 | -0,05 | -0,35 | 0,41 | 0,76 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,08 | 0,39 | 0,11 | 0,08 | -0,09 | 0,41 | 0,50 |
| FGW (nominal returns) | 0,10 | 0,49 | 0,16 | 0,12 | -0,04 | 0,51 | 0,55 |
| Real | 0,16 | 0,46 | 0,16 | 0,12 | -0,04 | 0,50 | 0,53 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,05 | 0,44 | 0,14 | 0,04 | -0,12 | 0,50 | 0,62 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,04 | 0,33 | 0,11 | 0,03 | -0,12 | 0,49 | 0,60 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,02 | 0,29 | 0,13 | 0,05 | -0,16 | 0,50 | 0,67 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | -0,20 | 0,34 | 0,10 | 0,06 | -0,40 | 0,49 | 0,90 |

Berechnet in R

Tabelle 311 Korrelationen für rollierende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Aktienindex FTSE All Share Price Index und anderer Renditenreihen für den UK-Markt in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Korrelationen jährlicher Renditenreihen: Aktien (FTSE All Share Price Index) | | | | | | |
|------------------------------------|---|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|----------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max. – Min. |
| FTSE All Share Price Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 0,45 | -0,11 | 0,20 | 0,25 | -0,28 | 0,56 | 0,84 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 0,19 | 0,57 | 0,28 | 0,21 | -0,18 | 0,74 | 0,92 |
| Blundell & Ward | 0,24 | 0,53 | 0,29 | 0,22 | -0,14 | 0,73 | 0,88 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,35 | 0,46 | 0,37 | 0,35 | -0,12 | 0,74 | 0,85 |
| Elimination of significant AC only | -0,31 | -0,12 | 0,05 | 0,07 | -0,55 | 0,71 | 1,26 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,38 | 0,50 | 0,35 | 0,35 | -0,08 | 0,74 | 0,82 |
| FGW (nominal returns) | 0,39 | 0,47 | 0,36 | 0,36 | -0,10 | 0,73 | 0,83 |
| Real | 0,44 | 0,36 | 0,32 | 0,32 | -0,10 | 0,70 | 0,79 |
| Geltner (original, a=1/2) | 0,21 | 0,50 | 0,26 | 0,18 | -0,21 | 0,71 | 0,91 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 0,25 | 0,46 | 0,28 | 0,21 | -0,11 | 0,72 | 0,83 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | 0,24 | 0,50 | 0,29 | 0,21 | -0,13 | 0,72 | 0,85 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | 0,23 | 0,53 | 0,29 | 0,20 | -0,15 | 0,73 | 0,88 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,30 | 0,46 | 0,32 | 0,24 | -0,08 | 0,72 | 0,80 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,24 | 0,57 | 0,28 | 0,20 | -0,14 | 0,75 | 0,89 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,15 | 0,58 | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | k.A. | 0,57 | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

Berechnet in R

Tabelle 312 Korrelationen für rollierende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Anleiheindex JPM United Kingdom Govt. Bond Price Index und anderer Renditenreihen für den UK-Markt in monatlicher Periodizität

| Monatsrenditen | Korrelationen monatlicher Renditenreihen: Anleihen (JPM United Kingdom Govt. Bond Price Index) | | | | | | |
|---------------------------------|---|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|----------------|
| | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max. – Min. |
| FTSE All Share Price Index | 0,26 | -0,11 | 0,14 | 0,21 | -0,11 | 0,41 | 0,52 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| IPD UK Monthly Capital Index | -0,18 | -0,19 | -0,16 | -0,17 | -0,26 | -0,09 | 0,17 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -0,11 | -0,20 | -0,14 | -0,14 | -0,27 | -0,07 | 0,20 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | -0,15 | -0,12 | -0,14 | -0,14 | -0,24 | -0,03 | 0,22 |

Berechnet in R

Tabelle 313 Korrelationen für rollierende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Anleiheindex JPM United Kingdom Govt. Bond Price Index und anderer Renditenreihen für den UK-Markt in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Korrelationen vierteljährlicher Renditenreihen: Anleihen (JPM United Kingdom Govt. Bond Price Index) | | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------------|------------|--------|---------|---------|-------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Minimum | Maximum | Max. – Min. |
| FTSE All Share Price Index | 0,41 | -0,33 | 0,09 | 0,17 | -0,33 | 0,48 | 0,81 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| IPD UK Monthly Capital Index | -0,28 | -0,18 | -0,23 | -0,23 | -0,40 | -0,05 | 0,34 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,01 | -0,17 | -0,03 | 0,06 | -0,45 | 0,26 | 0,71 |
| Elimination of significant AC only | -0,18 | 0,10 | -0,05 | -0,02 | -0,46 | 0,34 | 0,80 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,20 | -0,17 | 0,01 | 0,06 | -0,39 | 0,31 | 0,70 |
| FGW (nominal returns) | 0,03 | -0,28 | -0,07 | 0,03 | -0,47 | 0,19 | 0,66 |
| Real | 0,18 | -0,22 | -0,02 | 0,05 | -0,41 | 0,24 | 0,65 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -0,14 | -0,16 | -0,19 | -0,17 | -0,39 | -0,04 | 0,35 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | -0,22 | -0,13 | -0,21 | -0,21 | -0,36 | -0,01 | 0,34 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -0,28 | -0,11 | -0,18 | -0,19 | -0,43 | 0,16 | 0,59 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | -0,06 | -0,14 | -0,14 | -0,16 | -0,43 | 0,16 | 0,59 |

Berechnet in R

Tabelle 314 Korrelationen für rollierende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Anleiheindex JPM United Kingdom Govt. Bond Price Index und anderer Renditenreihen für den UK-Markt in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Korrelationen jährlicher Renditenreihen: Anleihen (JPM United Kingdom Govt. Bond Price Index) | | | | | | |
|------------------------------------|--|-----------------|------------|--------|---------|---------|-------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Minimum | Maximum | Max. – Min. |
| FTSE All Share Price Index | 0,45 | -0,11 | 0,20 | 0,25 | -0,28 | 0,56 | 0,84 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| IPD UK Monthly Capital Index | -0,27 | -0,29 | -0,30 | -0,30 | -0,68 | 0,00 | 0,68 |
| Blundell & Ward | -0,11 | -0,17 | -0,26 | -0,24 | -0,66 | 0,04 | 0,70 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,23 | -0,06 | -0,02 | -0,02 | -0,49 | 0,55 | 1,04 |
| Elimination of significant AC only | -0,51 | -0,36 | -0,18 | -0,16 | -0,79 | 0,46 | 1,25 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,29 | -0,07 | -0,03 | -0,01 | -0,43 | 0,35 | 0,77 |
| FGW (nominal returns) | 0,27 | -0,11 | -0,02 | -0,01 | -0,55 | 0,46 | 1,01 |
| Real | 0,36 | -0,07 | -0,01 | -0,01 | -0,54 | 0,45 | 0,99 |
| Geltner (original, a=1/2) | -0,11 | -0,13 | -0,22 | -0,20 | -0,62 | 0,13 | 0,74 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | -0,06 | -0,05 | -0,17 | -0,16 | -0,58 | 0,18 | 0,75 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | -0,12 | -0,11 | -0,21 | -0,20 | -0,61 | 0,13 | 0,75 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | -0,18 | -0,17 | -0,24 | -0,24 | -0,65 | 0,09 | 0,74 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,01 | -0,03 | -0,17 | -0,16 | -0,60 | 0,14 | 0,74 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | -0,16 | -0,31 | -0,28 | -0,28 | -0,64 | 0,09 | 0,73 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -0,29 | -0,36 | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | k.A. | -0,32 | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

Berechnet in R

Tabelle 315 Korrelationen für rollierende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index und anderer Renditenreihen für den UK-Markt in monatlicher Periodizität

| Monatsrenditen | Korrelationen monatlicher Renditenreihen: Immobilien (IPD UK Monthly Capital Index) | | | | | | |
|----------------------------------|--|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|----------------|
| | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max. – Min. |
| Index (original oder korrigiert) | | | | | | | |
| FTSE All Share Price Index | -0,08 | 0,23 | 0,06 | 0,01 | -0,10 | 0,26 | 0,35 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | -0,18 | -0,19 | -0,16 | -0,17 | -0,26 | -0,09 | 0,17 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,88 | 0,87 | 0,92 | 0,94 | 0,87 | 0,97 | 0,10 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,98 | 0,96 | 0,97 | 0,98 | 0,78 | 1,00 | 0,21 |

Berechnet in R

Tabelle 316 Korrelationen für rollierende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index und anderer Renditenreihen für den UK-Markt in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Korrelationen vierteljährlicher Renditenreihen: Immobilien (IPD UK Monthly Capital Index) | | | | | | |
|------------------------------------|--|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|----------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max. – Min. |
| FTSE All Share Price Index | 0,03 | 0,41 | 0,13 | 0,04 | -0,14 | 0,51 | 0,65 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | -0,28 | -0,18 | -0,23 | -0,23 | -0,40 | -0,05 | 0,34 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,45 | 0,47 | 0,49 | 0,48 | 0,25 | 0,76 | 0,51 |
| Elimination of significant AC only | -0,10 | -0,32 | 0,18 | 0,37 | -0,63 | 0,76 | 1,39 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,42 | 0,57 | 0,57 | 0,57 | 0,41 | 0,78 | 0,37 |
| FGW (nominal returns) | 0,46 | 0,57 | 0,56 | 0,56 | 0,40 | 0,71 | 0,31 |
| Real | 0,41 | 0,53 | 0,55 | 0,56 | 0,32 | 0,71 | 0,40 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,87 | 0,86 | 0,92 | 0,93 | 0,85 | 0,97 | 0,12 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,97 | 0,97 | 0,98 | 0,99 | 0,77 | 1,00 | 0,23 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,98 | 0,91 | 0,80 | 0,94 | -0,48 | 0,99 | 1,47 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | -0,05 | 0,98 | 0,57 | 0,89 | -0,44 | 1,00 | 1,44 |

Berechnet in R

Tabelle 317 Korrelationen für rollierende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index und anderer Renditenreihen für den UK-Markt in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Korrelationen jährlicher Renditenreihen: Immobilien (IPD UK Monthly Capital Index) | | | | | | |
|------------------------------------|---|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|----------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max. – Min. |
| FTSE All Share Price Index | 0,19 | 0,57 | 0,28 | 0,21 | -0,18 | 0,74 | 0,92 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | -0,27 | -0,29 | -0,30 | -0,30 | -0,68 | 0,00 | 0,68 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| Blundell & Ward | 0,92 | 0,97 | 0,97 | 0,98 | 0,87 | 1,00 | 0,13 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,55 | 0,78 | 0,72 | 0,72 | 0,35 | 0,98 | 0,63 |
| Elimination of significant AC only | 0,08 | -0,31 | 0,34 | 0,36 | -0,72 | 0,97 | 1,69 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,50 | 0,84 | 0,72 | 0,72 | 0,32 | 0,97 | 0,64 |
| FGW (nominal returns) | 0,51 | 0,83 | 0,69 | 0,68 | 0,34 | 0,97 | 0,63 |
| Real | 0,42 | 0,64 | 0,68 | 0,68 | 0,32 | 0,95 | 0,63 |
| Geltner (original, a=1/2) | 0,91 | 0,94 | 0,94 | 0,94 | 0,87 | 0,98 | 0,12 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 0,86 | 0,87 | 0,88 | 0,87 | 0,79 | 0,97 | 0,18 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | 0,92 | 0,93 | 0,93 | 0,93 | 0,88 | 0,98 | 0,11 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | 0,97 | 0,97 | 0,97 | 0,97 | 0,95 | 0,99 | 0,05 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,85 | 0,87 | 0,90 | 0,92 | 0,77 | 0,98 | 0,21 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,97 | 1,00 | 0,98 | 0,99 | 0,74 | 1,00 | 0,26 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,98 | 0,97 | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | k.A. | 1,00 | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

Berechnet in R

9.5.2 Indices für UK: Wachsendes Zeitfenster

9.5.2.1 Errechnete Standardabweichungen und Kennzahlen für wachsende Zeitfenster mit anfänglich 180 Monatsrenditen

Tabelle 318 Kennzahlen zu Standardabweichungen für wachsende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den UK-Markt in monatlicher Periodizität

| Monatsrenditen | Monatliche Standardabweichung (in Prozent) | | | | | | | | | |
|----------------------------------|--|-----------------|------------|--------|--------------------|---------|---------|-----------|--------------------|---------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| FTSE All Share Price Index | 4,89 | 4,70 | 4,77 | 4,74 | 0,13 | 4,56 | 5,04 | 0,48 | 0,10 | 0,23 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 1,78 | 1,69 | 1,69 | 1,69 | 0,04 | 1,62 | 1,78 | 0,16 | 0,09 | 0,20 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 0,85 | 1,17 | 0,93 | 0,83 | 0,17 | 0,79 | 1,20 | 0,41 | 0,50 | 0,59 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,58 | 0,87 | 0,66 | 0,57 | 0,14 | 0,54 | 0,90 | 0,35 | 0,62 | 0,70 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,72 | 0,97 | 0,79 | 0,70 | 0,14 | 0,67 | 1,08 | 0,42 | 0,60 | 1,06 |

Berechnet in R

Tabelle 319 Kennzahlen zu Standardabweichungen für wachsende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den UK-Markt in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Vierteljährliche Standardabweichung (in Prozent) | | | | | | | | | |
|------------------------------------|--|-----------------|------------|---------|--------------------|---------|-----------|-----------|--------------------|--------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd/Median |
| FTSE All Share Price Index | 7,35 | 7,81 | 7,67 | 7,67 | 0,25 | 7,25 | 8,06 | 0,81 | 0,11 | 0,31 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 3,19 | 3,04 | 3,04 | 3,05 | 0,08 | 2,91 | 3,19 | 0,28 | 0,09 | 0,18 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 2,47 | 3,43 | 2,69 | 2,39 | 0,50 | 2,28 | 3,52 | 1,24 | 0,52 | 0,60 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 4,88 | 7,92 | 6,84 | 5,19 | 4,41 | 4,55 | 29,31 | 24,75 | 4,77 | 8,75 |
| Elimination of significant AC only | 19,84 | 31,77 | 25,62 | 19,69 | 28,15 | 2,65 | 133,13 | 130,48 | 6,63 | 16,70 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 3,99 | 4,19 | 4,08 | 4,09 | 0,13 | 3,87 | 4,25 | 0,38 | 0,09 | 0,26 |
| FGW (nominal returns) | 4,38 | 4,31 | 4,36 | 4,34 | 0,13 | 4,14 | 4,62 | 0,48 | 0,11 | 0,25 |
| Real | 4,77 | 4,40 | 4,64 | 4,61 | 0,20 | 4,39 | 5,01 | 0,62 | 0,14 | 0,26 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,67 | 2,53 | 1,87 | 1,62 | 0,40 | 1,53 | 2,60 | 1,07 | 0,66 | 0,81 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 2,06 | 2,88 | 2,27 | 1,99 | 0,45 | 1,77 | 3,23 | 1,46 | 0,73 | 1,44 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,85 | 3,25 | 2,33 | 2,08 | 0,56 | 1,82 | 3,31 | 1,49 | 0,71 | 0,69 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | 52317228 | 2,99 | 26293910 | 5547150 | 35481667 | 2,17 | 1,251E+14 | 1,25E+14 | 22,56 | 66,09 |

Berechnet in R

Die hohen Kennzahlenwerte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Tabelle 320 Kennzahlen zu Standardabweichungen für wachsende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den UK-Markt in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Jährliche Standardabweichung (in Prozent) | | | | | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------------|------------|--------|--------------------|---------|---------|-----------|--------------------|--------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd/Median |
| FTSE All Share Price Index | 14,88 | 16,98 | 16,24 | 16,09 | 0,95 | 14,88 | 17,47 | 2,59 | 0,16 | 0,40 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 7,71 | 6,50 | 6,97 | 6,86 | 0,38 | 6,50 | 7,71 | 1,21 | 0,18 | 0,16 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 8,82 | 10,95 | 9,19 | 8,50 | 1,25 | 8,22 | 11,31 | 3,09 | 0,36 | 0,41 |
| Blundell & Ward | 13,18 | 16,98 | 13,74 | 12,73 | 1,99 | 11,70 | 17,61 | 5,91 | 0,46 | 0,68 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 11,34 | 20,73 | 16,28 | 11,74 | 10,38 | 10,40 | 66,39 | 55,99 | 4,77 | 8,55 |
| Elimination of significant AC only | 59,72 | 92,50 | 72,63 | 58,93 | 80,23 | 6,74 | 375,64 | 368,91 | 6,26 | 15,60 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 9,59 | 10,94 | 9,89 | 9,74 | 0,52 | 9,12 | 11,01 | 1,89 | 0,19 | 0,50 |
| FGW (nominal returns) | 11,26 | 11,72 | 11,07 | 11,13 | 0,61 | 9,90 | 12,14 | 2,24 | 0,20 | 0,51 |
| Real | 11,91 | 12,39 | 11,62 | 11,64 | 0,64 | 10,21 | 12,69 | 2,48 | 0,21 | 0,55 |
| Geltner (original, a=1/2) | 26,20 | 30,94 | 26,78 | 25,30 | 3,02 | 23,90 | 31,97 | 8,07 | 0,32 | 0,39 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 16,28 | 19,92 | 16,76 | 15,72 | 2,09 | 14,65 | 19,99 | 5,34 | 0,34 | 0,39 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | 12,93 | 15,89 | 13,39 | 12,48 | 1,73 | 11,77 | 16,27 | 4,50 | 0,36 | 0,42 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | 10,91 | 13,46 | 11,34 | 10,52 | 1,51 | 10,04 | 13,94 | 3,90 | 0,37 | 0,44 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 5,58 | 7,56 | 5,97 | 5,40 | 0,95 | 5,03 | 7,69 | 2,66 | 0,49 | 0,63 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 7,12 | 9,21 | 7,63 | 6,90 | 1,27 | 5,64 | 10,76 | 5,11 | 0,74 | 1,68 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 6,81 | 10,11 | 7,89 | 7,24 | 1,38 | 6,61 | 10,26 | 3,65 | 0,50 | 0,71 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | k.A. | 10,556 | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

Berechnet in R

9.5.2.2 Errechnete Mittelwerte und Kennzahlen für wachsende Zeitfenster mit anfänglich 180 Monatsrenditen

Tabelle 321 Kennzahlen zu Mittelwerten für wachsende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den UK-Markt in monatlicher Periodizität

| Monatsrenditen | Monatlicher Mittelwert (in Prozent) | | | | | | | | | |
|----------------------------------|-------------------------------------|-----------------|------------|--------|--------------------|---------|---------|-----------|--------------------|---------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| FTSE All Share Price Index | 0,53 | 0,33 | 0,39 | 0,38 | 0,06 | 0,24 | 0,53 | 0,29 | 0,76 | 3,78 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 0,07 | 0,07 | 0,06 | 0,06 | 0,01 | 0,02 | 0,09 | 0,07 | 1,23 | 9,01 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 0,22 | 0,13 | 0,22 | 0,22 | 0,07 | 0,08 | 0,33 | 0,25 | 1,15 | 1,71 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,21 | 0,12 | 0,21 | 0,21 | 0,10 | 0,01 | 0,36 | 0,35 | 1,64 | 2,58 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,21 | 0,12 | 0,22 | 0,22 | 0,09 | 0,06 | 0,35 | 0,30 | 1,37 | 2,55 |

Berechnet in R

Tabelle 322 Kennzahlen zu Mittelwerten für wachsende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den UK-Markt in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Vierteljährlicher Mittelwert (in Prozent) | | | | | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------------|------------|---------|--------------------|---------|----------|-----------|--------------------|---------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| FTSE All Share Price Index | 1,99 | 1,32 | 1,47 | 1,45 | 0,23 | 0,98 | 1,99 | 1,01 | 0,70 | 1,86 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 0,31 | 0,21 | 0,23 | 0,23 | 0,05 | 0,12 | 0,35 | 0,24 | 1,02 | 4,29 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 0,53 | 0,32 | 0,57 | 0,55 | 0,23 | 0,16 | 0,92 | 0,76 | 1,39 | 2,11 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 2,59 | 1,38 | 2,77 | 2,62 | 1,15 | 0,87 | 4,74 | 3,87 | 1,47 | 3,05 |
| Elimination of significant AC only | 1,70 | -0,22 | 0,82 | 0,87 | 0,95 | -1,14 | 3,88 | 5,02 | 5,80 | 26,34 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,50 | 0,45 | 0,54 | 0,50 | 0,15 | 0,16 | 0,78 | 0,63 | 1,26 | 3,53 |
| FGW (nominal returns) | 0,37 | 0,12 | 0,36 | 0,44 | 0,30 | -0,59 | 0,69 | 1,28 | 2,93 | 7,20 |
| Real | 0,35 | -0,03 | 0,20 | 0,30 | 0,25 | -0,66 | 0,47 | 1,14 | 3,73 | 10,37 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,54 | 0,31 | 0,57 | 0,56 | 0,30 | -0,06 | 1,02 | 1,08 | 1,92 | 3,08 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,53 | 0,30 | 0,58 | 0,56 | 0,26 | 0,08 | 0,99 | 0,90 | 1,62 | 3,45 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,14 | 0,00 | 0,12 | 0,14 | 0,19 | -0,33 | 0,39 | 0,72 | 5,32 | 8,46 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | 18411249 | 0,07 | 9207243 | 2109373 | 12264439 | -0,29 | 42882848 | 42882848 | 20,33 | 59,50 |

Berechnet in R

Die hohen Kennzahlenwerte für die (modifizierten) Bond und Hwang-Verfahren werden mit Instationarität der Indexrenditen nach Korrektur erklärt. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 304 in Abschnitt 9.5.1.1.

Tabelle 323 Kennzahlen zu Mittelwerten für wachsende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den UK-Markt in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Jährlicher Mittelwert (in Prozent) | | | | | | | | | |
|------------------------------------|------------------------------------|-----------------|------------|--------|--------------------|---------|---------|-----------|--------------------|--------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd/Median |
| FTSE All Share Price Index | 7,96 | 5,38 | 6,09 | 6,08 | 0,93 | 4,53 | 7,96 | 3,43 | 0,56 | 0,96 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 1,22 | 0,88 | 0,99 | 1,01 | 0,19 | 0,74 | 1,32 | 0,59 | 0,58 | 1,37 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 2,12 | 1,26 | 2,31 | 2,25 | 0,85 | 1,01 | 3,69 | 2,68 | 1,19 | 1,72 |
| Blundell & Ward | 1,66 | 1,16 | 2,01 | 2,02 | 1,10 | 0,28 | 3,78 | 3,49 | 1,73 | 2,76 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 10,38 | 5,53 | 10,92 | 10,38 | 4,87 | 1,42 | 18,94 | 17,52 | 1,69 | 3,41 |
| Elimination of significant AC only | 6,81 | -0,88 | 3,20 | 3,50 | 4,09 | -6,72 | 15,51 | 22,24 | 6,35 | 24,46 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 1,99 | 1,71 | 2,08 | 2,10 | 0,72 | 0,56 | 3,15 | 2,59 | 1,23 | 2,71 |
| FGW (nominal returns) | 1,49 | 0,43 | 1,38 | 1,68 | 1,32 | -2,36 | 2,85 | 5,21 | 3,10 | 6,56 |
| Real | 1,38 | -0,10 | 0,77 | 1,10 | 1,11 | -2,64 | 2,03 | 4,68 | 4,24 | 10,28 |
| Geltner (original, a=1/2) | -2,37 | -3,14 | -1,40 | -1,39 | 2,14 | -4,70 | 2,07 | 6,77 | -4,88 | -7,94 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 1,40 | 1,13 | 1,79 | 1,89 | 1,29 | -0,63 | 3,80 | 4,43 | 2,35 | 3,92 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | 1,69 | 1,18 | 2,00 | 2,03 | 1,10 | 0,15 | 3,76 | 3,60 | 1,77 | 2,84 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | 1,88 | 1,21 | 2,14 | 2,13 | 0,98 | 0,68 | 3,73 | 3,05 | 1,43 | 2,20 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 2,16 | 1,21 | 2,26 | 2,24 | 1,21 | -0,18 | 4,07 | 4,25 | 1,89 | 2,97 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 2,11 | 1,17 | 2,35 | 2,30 | 0,99 | 0,69 | 3,94 | 3,25 | 1,41 | 3,05 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,55 | -0,06 | 0,49 | 0,59 | 0,75 | -0,94 | 1,54 | 2,48 | 4,19 | 8,09 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | k.A. | 0,26 | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

Berechnet in R

9.5.2.3 Errechnete Korrelationen und Kennzahlen für wachsende Zeitfenster mit anfänglich 180 Monatsrenditen

Tabelle 324 Korrelationen für wachsende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Aktienindex FTSE All Share Price Index und anderer Renditenreihen für den UK-Markt in monatlicher Periodizität

| Monatsrenditen | Korrelationen monatlicher Renditenreihen: Aktien (FTSE All Share Price Index) | | | | | | |
|---------------------------------|--|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|---------------|
| | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max.- Min. |
| FTSE All Share Price Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 0,26 | 0,10 | 0,16 | 0,17 | 0,10 | 0,26 | 0,16 |
| IPD UK Monthly Capital Index | -0,08 | 0,09 | -0,01 | -0,05 | -0,09 | 0,11 | 0,20 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -0,08 | 0,10 | -0,02 | -0,06 | -0,09 | 0,11 | 0,20 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | -0,09 | 0,09 | -0,01 | -0,05 | -0,09 | 0,12 | 0,21 |

Berechnet in R

Tabelle 325 Korrelationen für wachsende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Aktienindex FTSE All Share Price Index und anderer Renditenreihen für den UK-Markt in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Korrelationen vierteljährlicher Renditenreihen: Aktien (FTSE All Share Price Index) | | | | | | |
|------------------------------------|--|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|---------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max.- Min. |
| FTSE All Share Price Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 0,41 | 0,10 | 0,22 | 0,25 | 0,10 | 0,41 | 0,31 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 0,03 | 0,24 | 0,10 | 0,05 | 0,01 | 0,27 | 0,26 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,11 | 0,15 | 0,10 | 0,10 | 0,02 | 0,15 | 0,13 |
| Elimination of significant AC only | -0,11 | 0,15 | 0,02 | 0,03 | -0,11 | 0,16 | 0,27 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,08 | 0,17 | 0,08 | 0,06 | 0,01 | 0,18 | 0,18 |
| FGW (nominal returns) | 0,10 | 0,20 | 0,11 | 0,10 | 0,03 | 0,20 | 0,18 |
| Real | 0,16 | 0,22 | 0,14 | 0,13 | 0,07 | 0,22 | 0,16 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,05 | 0,26 | 0,11 | 0,05 | 0,02 | 0,28 | 0,27 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,04 | 0,24 | 0,10 | 0,05 | 0,02 | 0,28 | 0,26 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,02 | 0,26 | 0,10 | 0,04 | 0,01 | 0,29 | 0,27 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | -0,20 | 0,20 | 0,02 | 0,04 | -0,46 | 0,27 | 0,73 |

Berechnet in R

Tabelle 326 Korrelationen für wachsende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Aktienindex FTSE All Share Price Index und anderer Renditenreihen für den UK-Markt in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Korrelationen jährlicher Renditenreihen: Aktien (FTSE All Share Price Index) | | | | | | |
|-------------------------------------|---|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|---------------|
| | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max.- Min. |
| FTSE All Share Price Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 0,45 | 0,08 | 0,27 | 0,33 | 0,08 | 0,45 | 0,38 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 0,19 | 0,45 | 0,26 | 0,19 | 0,15 | 0,49 | 0,34 |
| Blundell & Ward | 0,24 | 0,49 | 0,28 | 0,20 | 0,17 | 0,49 | 0,31 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,35 | 0,49 | 0,35 | 0,32 | 0,24 | 0,51 | 0,26 |
| Elimination of significant AC only | -0,31 | 0,38 | 0,06 | 0,25 | -0,31 | 0,45 | 0,76 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,38 | 0,48 | 0,37 | 0,36 | 0,29 | 0,49 | 0,20 |
| FGW (nominal returns) | 0,39 | 0,48 | 0,36 | 0,34 | 0,27 | 0,50 | 0,23 |
| Real | 0,44 | 0,49 | 0,40 | 0,37 | 0,31 | 0,52 | 0,21 |
| Geltner (original, $a=1/2$) | 0,21 | 0,47 | 0,25 | 0,18 | 0,14 | 0,47 | 0,33 |
| Geltner (nominal returns, $a=1/2$) | 0,25 | 0,48 | 0,27 | 0,20 | 0,17 | 0,48 | 0,31 |
| Barkham & Geltner ($a=5/8$) | 0,24 | 0,49 | 0,28 | 0,20 | 0,17 | 0,49 | 0,32 |
| Barkham & Geltner ($a=3/4$) | 0,23 | 0,48 | 0,27 | 0,20 | 0,17 | 0,48 | 0,32 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,30 | 0,50 | 0,31 | 0,24 | 0,22 | 0,50 | 0,28 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,24 | 0,44 | 0,27 | 0,21 | 0,18 | 0,49 | 0,31 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,15 | 0,49 | 0,26 | 0,20 | 0,14 | 0,49 | 0,36 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | k.A. | 0,34 | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

Berechnet in R

Tabelle 327 Korrelationen für wachsende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Anleiheindex JPM United Kingdom Govt. Bond Price Index und anderer Renditenreihen für den UK-Markt in monatlicher Periodizität

| Monatsrenditen | Korrelationen monatlicher Renditenreihen: Anleihen (JPM United Kingdom Govt. Bond Price Index) | | | | | | |
|---------------------------------|---|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|---------------|
| | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max.- Min. |
| FTSE All Share Price Index | 0,26 | 0,10 | 0,16 | 0,17 | 0,10 | 0,26 | 0,16 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| IPD UK Monthly Capital Index | -0,18 | -0,19 | -0,17 | -0,17 | -0,24 | -0,14 | 0,09 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -0,11 | -0,16 | -0,11 | -0,09 | -0,19 | -0,07 | 0,12 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | -0,15 | -0,17 | -0,15 | -0,14 | -0,23 | -0,10 | 0,13 |

Berechnet in R

Tabelle 328 Korrelationen für wachsende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Anleiheindex JPM United Kingdom Govt. Bond Price Index und anderer Renditenreihen für den UK-Markt in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Korrelationen vierteljährlicher Renditenreihen: Anleihen (JPM United Kingdom Govt. Bond Price Index) | | | | | | |
|------------------------------------|---|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|---------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max.- Min. |
| FTSE All Share Price Index | 0,41 | 0,10 | 0,22 | 0,25 | 0,10 | 0,41 | 0,31 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| IPD UK Monthly Capital Index | -0,28 | -0,30 | -0,27 | -0,27 | -0,37 | -0,22 | 0,14 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,01 | -0,28 | -0,06 | 0,01 | -0,29 | 0,06 | 0,35 |
| Elimination of significant AC only | -0,18 | -0,23 | -0,14 | -0,17 | -0,25 | 0,14 | 0,39 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,20 | -0,17 | 0,10 | 0,20 | -0,17 | 0,23 | 0,40 |
| FGW (nominal returns) | 0,03 | -0,29 | -0,06 | 0,02 | -0,29 | 0,07 | 0,36 |
| Real | 0,18 | -0,16 | 0,09 | 0,18 | -0,17 | 0,21 | 0,38 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -0,14 | -0,26 | -0,16 | -0,12 | -0,27 | -0,08 | 0,20 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | -0,22 | -0,28 | -0,23 | -0,21 | -0,37 | -0,10 | 0,27 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -0,28 | -0,25 | -0,23 | -0,25 | -0,30 | -0,16 | 0,15 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | -0,06 | -0,27 | -0,13 | -0,09 | -0,33 | 0,08 | 0,41 |

Berechnet in R

Tabelle 329 Korrelationen für wachsende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Anleiheindex JPM United Kingdom Govt. Bond Price Index und anderer Renditenreihen für den UK-Markt in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Korrelationen jährlicher Renditenreihen: Anleihen (JPM United Kingdom Govt. Bond Price Index) | | | | | | |
|------------------------------------|--|-----------------|------------|--------|---------|---------|-----------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Minimum | Maximum | Max.-Min. |
| FTSE All Share Price Index | 0,45 | 0,08 | 0,27 | 0,33 | 0,08 | 0,45 | 0,38 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| IPD UK Monthly Capital Index | -0,27 | -0,29 | -0,28 | -0,27 | -0,34 | -0,24 | 0,09 |
| Blundell & Ward | -0,11 | -0,22 | -0,15 | -0,12 | -0,24 | -0,09 | 0,15 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,23 | -0,17 | 0,12 | 0,20 | -0,17 | 0,23 | 0,40 |
| Elimination of significant AC only | -0,51 | -0,04 | -0,21 | -0,13 | -0,52 | 0,44 | 0,96 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,29 | -0,10 | 0,20 | 0,28 | -0,10 | 0,31 | 0,41 |
| FGW (nominal returns) | 0,27 | -0,14 | 0,17 | 0,25 | -0,14 | 0,28 | 0,42 |
| Real | 0,36 | -0,09 | 0,24 | 0,33 | -0,09 | 0,36 | 0,45 |
| Geltner (original, a=1/2) | -0,11 | -0,23 | -0,15 | -0,12 | -0,24 | -0,11 | 0,14 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | -0,06 | -0,20 | -0,10 | -0,06 | -0,22 | -0,06 | 0,17 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | -0,12 | -0,23 | -0,15 | -0,12 | -0,25 | -0,11 | 0,14 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | -0,18 | -0,26 | -0,20 | -0,18 | -0,27 | -0,16 | 0,11 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,01 | -0,14 | -0,01 | 0,02 | -0,15 | 0,09 | 0,24 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | -0,16 | -0,28 | -0,21 | -0,18 | -0,40 | 0,06 | 0,46 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -0,29 | -0,21 | -0,20 | -0,21 | -0,29 | -0,10 | 0,19 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | k.A. | -0,29 | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

Berechnet in R

Tabelle 330 Korrelationen für wachsende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index und anderer Renditenreihen für den UK-Markt in monatlicher Periodizität

| Monatsrenditen | Korrelationen monatlicher Renditenreihen: Immobilien (IPD UK Monthly Capital Index) | | | | | | |
|----------------------------------|--|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|---------------|
| | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max.- Min. |
| Index (original oder korrigiert) | | | | | | | |
| FTSE All Share Price Index | -0,08 | 0,09 | -0,01 | -0,05 | -0,09 | 0,11 | 0,20 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | -0,18 | -0,19 | -0,17 | -0,17 | -0,24 | -0,14 | 0,09 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,88 | 0,83 | 0,87 | 0,87 | 0,83 | 0,90 | 0,07 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,98 | 0,98 | 0,98 | 0,98 | 0,88 | 0,99 | 0,11 |

Berechnet in R

Tabelle 331 Korrelationen für wachsende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index und anderer Renditenreihen für den UK-Markt in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Korrelationen vierteljährlicher Renditenreihen: Immobilien (IPD UK Monthly Capital Index) | | | | | | |
|------------------------------------|--|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|---------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max.- Min. |
| FTSE All Share Price Index | 0,03 | 0,24 | 0,10 | 0,05 | 0,01 | 0,27 | 0,26 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | -0,28 | -0,30 | -0,27 | -0,27 | -0,37 | -0,22 | 0,14 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,45 | 0,60 | 0,51 | 0,47 | 0,45 | 0,62 | 0,17 |
| Elimination of significant AC only | -0,10 | 0,41 | 0,21 | 0,40 | -0,45 | 0,68 | 1,13 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,42 | 0,59 | 0,48 | 0,42 | 0,41 | 0,59 | 0,17 |
| FGW (nominal returns) | 0,46 | 0,62 | 0,52 | 0,49 | 0,46 | 0,62 | 0,15 |
| Real | 0,41 | 0,57 | 0,47 | 0,42 | 0,41 | 0,57 | 0,16 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,87 | 0,82 | 0,85 | 0,86 | 0,81 | 0,89 | 0,09 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,97 | 0,99 | 0,98 | 0,98 | 0,86 | 1,00 | 0,14 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,98 | 0,94 | 0,96 | 0,96 | 0,93 | 0,98 | 0,05 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | -0,05 | 0,95 | 0,39 | 0,25 | -0,34 | 0,99 | 1,33 |

Berechnet in R

Tabelle 332 Korrelationen für wachsende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des IPD UK Monthly Capital Index und anderer Renditenreihen für den UK-Markt in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Korrelationen jährlicher Renditenreihen: Immobilien (IPD UK Monthly Capital Index) | | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------------|------------|--------|---------|---------|-----------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Minimum | Maximum | Max.-Min. |
| FTSE All Share Price Index | 0,19 | 0,45 | 0,26 | 0,19 | 0,15 | 0,49 | 0,34 |
| JPM UK Govt. Bond Price Index | -0,27 | -0,29 | -0,28 | -0,27 | -0,34 | -0,24 | 0,09 |
| IPD UK Monthly Capital Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| Blundell & Ward | 0,92 | 0,91 | 0,92 | 0,92 | 0,90 | 0,97 | 0,07 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,55 | 0,60 | 0,60 | 0,58 | 0,54 | 0,79 | 0,25 |
| Elimination of significant AC only | 0,08 | 0,23 | 0,31 | 0,20 | -0,23 | 0,90 | 1,13 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,50 | 0,49 | 0,52 | 0,50 | 0,43 | 0,70 | 0,27 |
| FGW (nominal returns) | 0,51 | 0,54 | 0,55 | 0,54 | 0,44 | 0,75 | 0,31 |
| Real | 0,42 | 0,51 | 0,48 | 0,43 | 0,39 | 0,69 | 0,30 |
| Geltner (original, a=1/2) | 0,91 | 0,93 | 0,92 | 0,91 | 0,91 | 0,95 | 0,05 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 0,86 | 0,86 | 0,87 | 0,87 | 0,86 | 0,93 | 0,07 |
| Barkham & Geltner (a=5/8) | 0,92 | 0,93 | 0,93 | 0,93 | 0,92 | 0,96 | 0,04 |
| Barkham & Geltner (a=3/4) | 0,97 | 0,97 | 0,97 | 0,97 | 0,97 | 0,98 | 0,02 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,85 | 0,70 | 0,81 | 0,83 | 0,70 | 0,86 | 0,16 |
| Bond & Hwang (monthly r., AR 3) | 0,97 | 0,99 | 0,98 | 0,98 | 0,83 | 1,00 | 0,17 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,98 | 0,92 | 0,95 | 0,96 | 0,91 | 0,98 | 0,07 |
| Bond & Hwang (quarterly r., AR 4) | k.A. | 0,94 | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

Berechnet in R

9.5.3 Indices für die USA: Rollierendes Zeitfenster

9.5.3.1 Errechnete Standardabweichungen und Kennzahlen für rollierende Zeitfenster mit 84 Quartalsrenditen

Tabelle 333 Kennzahlen zu Standardabweichungen für rollierende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den Markt der USA in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Vierteljährliche Standardabweichung (in Prozent) | | | | | | | | | |
|------------------------------------|--|-----------------|------------|--------|--------------------|---------|---------|-----------|--------------------|--------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd/Median |
| S&P 500 Index | 7,14 | 8,26 | 7,91 | 7,87 | 0,39 | 7,14 | 8,75 | 1,61 | 0,20 | 1,00 |
| Barclays Bond Index | 3,68 | 2,22 | 2,62 | 2,46 | 0,50 | 2,11 | 3,68 | 1,57 | 0,64 | 1,58 |
| NCREIF Appreciation Index | 1,78 | 2,61 | 1,83 | 1,68 | 0,38 | 1,48 | 2,61 | 1,13 | 0,67 | 1,70 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 10,32 | 6,68 | 9,63 | 9,79 | 1,87 | 6,47 | 13,22 | 6,75 | 0,69 | 7,82 |
| Elimination of significant AC only | 4,22 | 6,21 | 39,44 | 15,43 | 77,97 | 3,52 | 446,41 | 442,89 | 28,70 | 325,80 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 3,41 | 4,38 | 3,86 | 3,77 | 0,26 | 3,41 | 4,38 | 0,98 | 0,26 | 0,99 |
| FGW (nominal returns) | 3,51 | 4,31 | 3,94 | 3,90 | 0,20 | 3,51 | 4,31 | 0,80 | 0,20 | 0,83 |
| Real | 3,51 | 4,31 | 3,94 | 3,90 | 0,20 | 3,51 | 4,31 | 0,80 | 0,20 | 0,83 |
| Bond & Hwang (original) | 1,43 | 2,70 | 1,57 | 1,40 | 0,45 | 1,21 | 2,70 | 1,49 | 1,06 | 2,83 |
| Bond & Hwang (market factor) | 1,59 | 2,07 | 1,75 | 1,56 | 0,54 | 1,28 | 4,01 | 2,73 | 1,76 | 12,01 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 1,19 | 2,06 | 1,52 | 1,20 | 0,87 | 0,99 | 5,89 | 4,90 | 4,08 | 21,78 |

Berechnet in R

Tabelle 334 Kennzahlen zu Standardabweichungen für rollierende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den Markt der USA in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Jährliche Standardabweichung (in Prozent) | | | | | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------------|------------|--------|--------------------|---------|---------|-----------|--------------------|---------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| S&P 500 Index | 13,30 | 19,35 | 15,74 | 15,27 | 2,20 | 12,63 | 20,15 | 7,52 | 0,49 | 7,73 |
| Barclays Bond Index | 7,00 | 3,54 | 5,13 | 5,43 | 1,06 | 3,37 | 7,22 | 3,85 | 0,71 | 13,14 |
| NCREIF Appreciation Index | 6,21 | 9,42 | 6,47 | 5,94 | 1,43 | 5,10 | 9,68 | 4,59 | 0,77 | 3,13 |
| Blundell & Ward | 19,51 | 14,49 | 16,61 | 16,09 | 3,20 | 12,16 | 28,38 | 16,23 | 1,01 | 7,63 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 27,15 | 12,04 | 23,15 | 23,14 | 5,27 | 11,95 | 35,20 | 23,25 | 1,00 | 10,90 |
| Elimination of significant AC only | 11,58 | 10,87 | 97,58 | 37,48 | 191,34 | 9,58 | 1120,44 | 1110,86 | 29,64 | 333,27 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 8,54 | 9,58 | 9,47 | 9,47 | 0,66 | 8,32 | 11,30 | 2,98 | 0,31 | 9,78 |
| FGW (nominal returns) | 9,22 | 8,57 | 9,75 | 9,71 | 0,83 | 7,75 | 11,04 | 3,29 | 0,34 | 10,63 |
| Real | 8,34 | 8,61 | 9,53 | 9,34 | 0,86 | 7,88 | 11,41 | 3,52 | 0,38 | 11,82 |
| Geltner (original, a=1/2) | 9,06 | 20,78 | 11,77 | 9,98 | 4,14 | 8,46 | 22,58 | 14,12 | 1,42 | 7,73 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 9,29 | 20,86 | 11,63 | 9,78 | 4,28 | 7,71 | 22,82 | 15,11 | 1,54 | 10,68 |
| Bond & Hwang (original) | 4,77 | 9,16 | 5,31 | 4,63 | 1,52 | 4,17 | 9,16 | 4,99 | 1,08 | 4,18 |
| Bond & Hwang (market factor) | 4,98 | 7,92 | 5,64 | 4,76 | 2,46 | 3,90 | 16,07 | 12,17 | 2,55 | 13,45 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 3,37 | 7,85 | 4,93 | 3,54 | 3,76 | 3,08 | 23,79 | 20,71 | 5,84 | 26,85 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 5,54 | 5,26 | 27,44 | 4,68 | 85,37 | 3,37 | 421,85 | 418,48 | 89,36 | 989,65 |

Berechnet in R

9.5.3.2 Errechnete Mittelwerte und Kennzahlen für rollierende Zeitfenster mit 84 Quartalsrenditen

Tabelle 335 Kennzahlen zu Mittelwerten für rollierende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den Markt der USA in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Vierteljährlicher Mittelwert (in Prozent) | | | | | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------------|------------|--------|--------------------|---------|---------|-----------|--------------------|---------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| S&P 500 Index | 2,88 | 1,55 | 2,30 | 2,29 | 0,57 | 1,29 | 3,28 | 1,99 | 0,87 | 4,60 |
| Barclays Bond Index | 0,19 | 0,02 | 0,11 | 0,11 | 0,11 | -0,12 | 0,35 | 0,47 | 4,38 | 40,84 |
| NCREIF Appreciation Index | 0,26 | -0,05 | 0,02 | -0,01 | 0,15 | -0,28 | 0,26 | 0,54 | -73,03 | -400,76 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 3,02 | -0,41 | 0,74 | 0,68 | 1,54 | -1,96 | 3,61 | 5,57 | 8,25 | 47,77 |
| Elimination of significant AC only | 0,23 | 0,02 | -1,20 | -0,38 | 3,61 | -24,16 | 3,13 | 27,29 | -72,25 | -530,77 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,89 | 0,36 | 0,46 | 0,46 | 0,25 | 0,12 | 0,96 | 0,84 | 1,84 | 15,51 |
| FGW (nominal returns) | 0,08 | 0,07 | -0,03 | -0,07 | 0,21 | -0,38 | 0,37 | 0,75 | -10,41 | -80,83 |
| Real | 0,68 | -1,01 | -0,79 | -0,95 | 0,52 | -1,67 | 0,68 | 2,35 | -2,47 | -13,08 |
| Bond & Hwang (original) | 0,25 | 0,00 | 0,05 | 0,06 | 0,21 | -0,42 | 0,39 | 0,81 | 12,77 | 65,26 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,24 | -0,13 | 0,06 | 0,06 | 0,19 | -0,36 | 0,38 | 0,74 | 12,10 | 71,95 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 0,28 | -0,13 | -0,01 | 0,05 | 0,30 | -1,41 | 0,33 | 1,74 | 35,44 | 183,64 |

Berechnet in R

Tabelle 336 Kennzahlen zu Mittelwerten für rollierende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den Markt der USA in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Jährlicher Mittelwert (in Prozent) | | | | | | | | | |
|------------------------------------|------------------------------------|-----------------|------------|--------|--------------------|---------|---------|-----------|--------------------|---------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| S&P 500 Index | 11,52 | 6,21 | 9,20 | 9,17 | 2,27 | 5,17 | 13,11 | 7,95 | 0,87 | 4,60 |
| Barclays Bond Index | 0,74 | 0,07 | 0,44 | 0,43 | 0,43 | -0,49 | 1,40 | 1,90 | 4,38 | 40,84 |
| NCREIF Appreciation Index | 1,04 | -0,20 | 0,07 | -0,03 | 0,59 | -1,11 | 1,04 | 2,16 | -73,03 | -400,76 |
| Blundell & Ward | 1,08 | 0,37 | -0,17 | -0,55 | 1,69 | -5,26 | 2,95 | 8,21 | -14,99 | -93,87 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 12,08 | -1,63 | 2,97 | 2,70 | 6,17 | -7,83 | 14,45 | 22,28 | 8,25 | 47,77 |
| Elimination of significant AC only | 0,94 | 0,08 | -4,79 | -1,51 | 14,46 | -96,64 | 12,52 | 109,16 | -72,25 | -530,77 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 3,55 | 1,43 | 1,86 | 1,82 | 0,99 | 0,50 | 3,86 | 3,36 | 1,84 | 15,51 |
| FGW (nominal returns) | 0,31 | 0,26 | -0,12 | -0,29 | 0,82 | -1,52 | 1,48 | 3,00 | -10,41 | -80,83 |
| Real | 2,72 | -4,06 | -3,17 | -3,79 | 2,08 | -6,66 | 2,72 | 9,38 | -2,47 | -13,08 |
| Geltner (original, a=1/2) | 1,63 | 1,24 | 0,14 | 0,53 | 1,19 | -3,19 | 1,85 | 5,04 | 9,59 | 58,59 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 1,05 | 0,95 | -0,12 | -0,03 | 1,15 | -3,36 | 1,61 | 4,97 | -162,86 | -1004,34 |
| Bond & Hwang (original) | 1,00 | 0,02 | 0,21 | 0,26 | 0,83 | -1,68 | 1,58 | 3,26 | 12,77 | 65,26 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,97 | -0,50 | 0,24 | 0,25 | 0,76 | -1,44 | 1,53 | 2,97 | 12,10 | 71,95 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 1,13 | -0,52 | -0,03 | 0,20 | 1,18 | -5,64 | 1,32 | 6,96 | 35,44 | 183,64 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 2,09 | -0,84 | -21,37 | 0,87 | 72,36 | -295,05 | 47,85 | 342,90 | 394,41 | 6523,26 |

Berechnet in R

9.5.3.3 Errechnete Korrelationen und Kennzahlen für rollierende Zeitfenster mit 84 Quartalsrenditen

Tabelle 337 Korrelationen für rollierende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Aktienindex S&P 500 und anderer Renditenreihen für den Markt der USA in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Korrelationen vierteljährlicher Renditenreihen: Aktien (S&P 500 Index) | | | | | | |
|------------------------------------|--|-----------------|------------|--------|---------|---------|-----------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Minimum | Maximum | Max.-Min. |
| S&P 500 Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| Barclays Bond Index | 0,35 | -0,11 | 0,11 | 0,08 | -0,11 | 0,35 | 0,46 |
| NCREIF Appreciation Index | 0,08 | 0,24 | 0,12 | 0,10 | 0,04 | 0,32 | 0,28 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,19 | 0,35 | 0,20 | 0,16 | 0,10 | 0,42 | 0,32 |
| Elimination of significant AC only | 0,16 | 0,34 | 0,06 | 0,13 | -0,39 | 0,40 | 0,79 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,16 | 0,26 | 0,15 | 0,13 | 0,06 | 0,34 | 0,28 |
| FGW (nominal returns) | 0,17 | 0,32 | 0,18 | 0,14 | 0,08 | 0,39 | 0,31 |
| Real | 0,17 | 0,28 | 0,17 | 0,13 | 0,08 | 0,36 | 0,28 |
| Bond & Hwang (original) | 0,09 | 0,36 | 0,16 | 0,11 | 0,03 | 0,40 | 0,36 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,13 | 0,06 | 0,12 | 0,12 | -0,21 | 0,43 | 0,63 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 0,13 | 0,07 | 0,12 | 0,11 | -0,22 | 0,44 | 0,66 |

Berechnet in R

Tabelle 338 Korrelationen für rollierende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Aktienindex S&P 500 und anderer Renditenreihen für den Markt der USA in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Korrelationen jährlicher Renditenreihen: Aktien (S&P 500 Index) | | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------------|------------|--------|---------|---------|-----------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Minimum | Maximum | Max.-Min. |
| S&P 500 Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| Barclays Bond Index | 0,27 | -0,17 | 0,17 | 0,14 | -0,17 | 0,57 | 0,74 |
| NCREIF Appreciation Index | -0,10 | 0,44 | 0,16 | 0,15 | -0,10 | 0,54 | 0,64 |
| Blundell & Ward | -0,09 | 0,61 | 0,18 | 0,11 | -0,18 | 0,64 | 0,82 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -0,04 | 0,68 | 0,21 | 0,14 | -0,17 | 0,68 | 0,85 |
| Elimination of significant AC only | -0,08 | 0,66 | 0,05 | 0,02 | -0,61 | 0,66 | 1,27 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | -0,05 | 0,67 | 0,22 | 0,14 | -0,20 | 0,67 | 0,87 |
| FGW (nominal returns) | -0,06 | 0,69 | 0,21 | 0,12 | -0,17 | 0,69 | 0,86 |
| Real | -0,10 | 0,67 | 0,21 | 0,13 | -0,28 | 0,67 | 0,95 |
| Geltner (original, a=1/2) | -0,04 | 0,66 | 0,22 | 0,16 | -0,14 | 0,67 | 0,81 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | -0,10 | 0,65 | 0,19 | 0,11 | -0,16 | 0,67 | 0,83 |
| Bond & Hwang (original) | -0,07 | 0,68 | 0,24 | 0,20 | -0,09 | 0,68 | 0,77 |
| Bond & Hwang (market factor) | -0,07 | 0,16 | 0,18 | 0,16 | -0,39 | 0,68 | 1,07 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | -0,06 | 0,17 | 0,10 | 0,07 | -0,41 | 0,63 | 1,04 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -0,13 | -0,04 | 0,00 | -0,01 | -0,31 | 0,45 | 0,77 |

Berechnet in R

Tabelle 339 Korrelationen für rollierende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Barclays Bond Index und anderer Renditenreihen für den Markt der USA in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Korrelationen vierteljährlicher Renditenreihen: Anleihen (Barclays Bond Index) | | | | | | |
|------------------------------------|---|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|---------------|
| | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max.- Min. |
| S&P 500 Index | 0,35 | -0,11 | 0,11 | 0,08 | -0,11 | 0,35 | 0,46 |
| Barclays Bond Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| NCREIF Appreciation Index | -0,12 | -0,12 | -0,12 | -0,12 | -0,22 | -0,04 | 0,18 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -0,14 | -0,17 | -0,15 | -0,15 | -0,21 | -0,09 | 0,13 |
| Elimination of significant AC only | -0,13 | -0,17 | -0,05 | -0,11 | -0,22 | 0,18 | 0,40 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,02 | -0,14 | -0,02 | 0,00 | -0,14 | 0,06 | 0,20 |
| FGW (nominal returns) | -0,12 | -0,11 | -0,11 | -0,10 | -0,20 | -0,03 | 0,16 |
| Real | 0,00 | -0,10 | -0,04 | -0,04 | -0,11 | 0,04 | 0,14 |
| Bond & Hwang (original) | -0,17 | -0,18 | -0,15 | -0,16 | -0,25 | -0,07 | 0,18 |
| Bond & Hwang (market factor) | -0,16 | -0,04 | -0,14 | -0,15 | -0,22 | 0,03 | 0,25 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | -0,16 | -0,04 | -0,11 | -0,10 | -0,19 | 0,01 | 0,20 |

Berechnet in R

Tabelle 340 Korrelationen für rollierende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Barclays Bond Index und anderer Renditenreihen für den Markt der USA in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Korrelationen jährlicher Renditenreihen: Anleihen (Barclays Bond Index) | | | | | | |
|------------------------------------|--|-----------------|------------|--------|---------|---------|-----------|
| | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Minimum | Maximum | Max.-Min. |
| S&P 500 Index | 0,27 | -0,17 | 0,17 | 0,14 | -0,17 | 0,57 | 0,74 |
| Barclays Bond Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| NCREIF Appreciation Index | -0,21 | -0,09 | -0,15 | -0,14 | -0,36 | 0,01 | 0,38 |
| Blundell & Ward | -0,38 | -0,21 | -0,24 | -0,23 | -0,44 | -0,08 | 0,37 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -0,37 | -0,35 | -0,26 | -0,26 | -0,45 | -0,12 | 0,33 |
| Elimination of significant AC only | -0,37 | -0,34 | -0,11 | -0,19 | -0,42 | 0,36 | 0,77 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | -0,22 | -0,38 | -0,15 | -0,13 | -0,41 | 0,05 | 0,46 |
| FGW (nominal returns) | -0,38 | -0,36 | -0,25 | -0,25 | -0,44 | -0,10 | 0,34 |
| Real | -0,38 | -0,39 | -0,20 | -0,20 | -0,45 | -0,01 | 0,43 |
| Geltner (original, a=1/2) | -0,17 | -0,27 | -0,14 | -0,14 | -0,39 | 0,05 | 0,44 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | -0,35 | -0,26 | -0,24 | -0,23 | -0,40 | -0,06 | 0,34 |
| Bond & Hwang (original) | -0,29 | -0,26 | -0,21 | -0,21 | -0,39 | -0,02 | 0,38 |
| Bond & Hwang (market factor) | -0,29 | 0,06 | -0,19 | -0,19 | -0,39 | 0,13 | 0,52 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | -0,37 | 0,06 | -0,21 | -0,22 | -0,45 | 0,08 | 0,52 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -0,08 | 0,06 | 0,01 | 0,03 | -0,36 | 0,25 | 0,61 |

Berechnet in R

Tabelle 341 Korrelationen für rollierende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index und anderer Renditenreihen für den Markt der USA in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Korrelationen vierteljährlicher Renditenreihen: Immobilien (NCREIF Appreciation Index) | | | | | | |
|------------------------------------|---|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|---------------|
| | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max.- Min. |
| S&P 500 Index | 0,08 | 0,24 | 0,12 | 0,10 | 0,04 | 0,32 | 0,28 |
| Barclays Bond Index | -0,12 | -0,12 | -0,12 | -0,12 | -0,22 | -0,04 | 0,18 |
| NCREIF Appreciation Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,60 | 0,59 | 0,60 | 0,60 | 0,55 | 0,71 | 0,16 |
| Elimination of significant AC only | 0,75 | 0,59 | 0,27 | 0,54 | -0,57 | 0,76 | 1,33 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,62 | 0,62 | 0,60 | 0,60 | 0,52 | 0,68 | 0,15 |
| FGW (nominal returns) | 0,61 | 0,60 | 0,62 | 0,62 | 0,56 | 0,72 | 0,16 |
| Real | 0,62 | 0,57 | 0,60 | 0,61 | 0,54 | 0,69 | 0,15 |
| Bond & Hwang (original) | 0,95 | 0,87 | 0,94 | 0,95 | 0,87 | 0,98 | 0,11 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,94 | 0,88 | 0,89 | 0,91 | 0,39 | 0,98 | 0,59 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 0,62 | 0,89 | 0,63 | 0,60 | 0,34 | 0,95 | 0,61 |

Berechnet in R

Tabelle 342 Korrelationen für rollierende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index und anderer Renditenreihen für den Markt der USA in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Korrelationen jährlicher Renditenreihen: Immobilien (NCREIF Appreciation Index) | | | | | | |
|------------------------------------|--|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|---------------|
| | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max.- Min. |
| S&P 500 Index | -0,10 | 0,44 | 0,16 | 0,15 | -0,10 | 0,54 | 0,64 |
| Barclays Bond Index | -0,21 | -0,09 | -0,15 | -0,14 | -0,36 | 0,01 | 0,38 |
| NCREIF Appreciation Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| Blundell & Ward | 0,57 | 0,92 | 0,69 | 0,67 | 0,49 | 0,94 | 0,45 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,45 | 0,81 | 0,55 | 0,54 | 0,35 | 0,89 | 0,54 |
| Elimination of significant AC only | 0,72 | 0,84 | 0,29 | 0,34 | -0,40 | 0,97 | 1,37 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,61 | 0,71 | 0,57 | 0,54 | 0,45 | 0,81 | 0,37 |
| FGW (nominal returns) | 0,50 | 0,78 | 0,58 | 0,55 | 0,45 | 0,87 | 0,41 |
| Real | 0,58 | 0,71 | 0,57 | 0,56 | 0,43 | 0,78 | 0,35 |
| Geltner (original, a=1/2) | 0,82 | 0,81 | 0,80 | 0,79 | 0,74 | 0,89 | 0,16 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 0,84 | 0,83 | 0,82 | 0,82 | 0,73 | 0,92 | 0,18 |
| Bond & Hwang (original) | 0,93 | 0,85 | 0,93 | 0,94 | 0,85 | 0,98 | 0,13 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,93 | 0,91 | 0,89 | 0,91 | 0,40 | 0,99 | 0,60 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 0,56 | 0,91 | 0,58 | 0,55 | 0,26 | 0,98 | 0,72 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,88 | 0,74 | 0,46 | 0,61 | -0,57 | 0,98 | 1,55 |

Berechnet in R

9.5.4 Indices für die USA: Wachsendes Zeitfenster

9.5.4.1 Errechnete Standardabweichungen und Kennzahlen für wachsende Zeitfenster mit anfänglich 60 Quartalsrenditen

Tabelle 343 Kennzahlen zu Standardabweichungen für wachsende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den Markt der USA in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Vierteljährliche Standardabweichung (in Prozent) | | | | | | | | | |
|------------------------------------|--|-----------------|------------|--------|--------------------|---------|---------|-----------|--------------------|--------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd/Median |
| S&P 500 Index | 7,30 | 8,01 | 7,45 | 7,53 | 0,41 | 6,72 | 8,08 | 1,36 | 0,18 | 0,68 |
| Barclays Bond Index | 4,12 | 3,14 | 3,52 | 3,48 | 0,30 | 3,14 | 4,12 | 0,97 | 0,28 | 0,46 |
| NCREIF Appreciation Index | 1,97 | 2,25 | 1,82 | 1,76 | 0,20 | 1,60 | 2,26 | 0,66 | 0,38 | 0,88 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 21,42 | 6,62 | 10,34 | 10,06 | 2,46 | 6,57 | 21,42 | 14,85 | 1,48 | 4,95 |
| Elimination of significant AC only | 6,48 | 19,46 | 21,49 | 11,44 | 51,47 | 3,09 | 436,40 | 433,32 | 37,88 | 118,38 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 3,58 | 3,99 | 3,62 | 3,61 | 0,23 | 3,26 | 4,08 | 0,82 | 0,23 | 0,80 |
| FGW (nominal returns) | 3,57 | 3,96 | 3,67 | 3,72 | 0,21 | 3,31 | 4,00 | 0,69 | 0,18 | 0,67 |
| Real | 3,57 | 3,96 | 3,67 | 3,72 | 0,21 | 3,31 | 4,00 | 0,69 | 0,18 | 0,67 |
| Bond & Hwang (original) | 1,53 | 2,31 | 1,54 | 1,43 | 0,29 | 1,33 | 2,31 | 0,98 | 0,69 | 1,35 |
| Bond & Hwang (market factor) | 1,77 | 1,94 | 1,62 | 1,55 | 0,20 | 1,40 | 2,30 | 0,91 | 0,59 | 1,96 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 1,23 | 1,82 | 1,27 | 1,20 | 0,25 | 1,08 | 2,07 | 0,99 | 0,83 | 2,59 |

Berechnet in R

Tabelle 344 Kennzahlen zu Standardabweichungen für wachsende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den Markt der USA in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Jährliche Standardabweichung (in Prozent) | | | | | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------------|------------|--------|--------------------|---------|---------|-----------|--------------------|---------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| S&P 500 Index | 14,13 | 17,56 | 14,55 | 14,18 | 1,57 | 12,72 | 18,03 | 5,31 | 0,37 | 1,03 |
| Barclays Bond Index | 7,46 | 5,81 | 6,74 | 6,76 | 0,55 | 5,81 | 7,59 | 1,78 | 0,26 | 0,51 |
| NCREIF Appreciation Index | 6,85 | 7,83 | 6,32 | 6,21 | 0,63 | 5,59 | 7,91 | 2,31 | 0,37 | 0,82 |
| Blundell & Ward | 33,17 | 13,26 | 19,49 | 18,56 | 4,88 | 13,26 | 33,17 | 19,91 | 1,07 | 4,56 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 54,87 | 14,87 | 26,85 | 26,97 | 6,58 | 14,25 | 54,87 | 40,62 | 1,51 | 4,65 |
| Elimination of significant AC only | 17,62 | 45,40 | 55,70 | 24,35 | 127,88 | 10,09 | 1076,69 | 1066,60 | 43,81 | 140,01 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 8,85 | 9,28 | 9,15 | 9,17 | 0,42 | 8,32 | 10,75 | 2,43 | 0,27 | 1,80 |
| FGW (nominal returns) | 8,91 | 9,07 | 9,51 | 9,49 | 0,47 | 8,45 | 10,36 | 1,91 | 0,20 | 1,36 |
| Real | 7,97 | 8,56 | 8,63 | 8,61 | 0,36 | 7,90 | 9,71 | 1,80 | 0,21 | 1,53 |
| Geltner (original, a=1/2) | 9,93 | 17,34 | 9,79 | 9,02 | 2,12 | 8,42 | 17,34 | 8,93 | 0,99 | 1,69 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 10,42 | 17,54 | 10,15 | 9,29 | 2,22 | 8,65 | 17,54 | 8,89 | 0,96 | 1,68 |
| Bond & Hwang (original) | 5,61 | 7,22 | 5,02 | 4,74 | 0,75 | 4,29 | 7,22 | 2,93 | 0,62 | 1,44 |
| Bond & Hwang (market factor) | 5,84 | 7,37 | 5,17 | 4,89 | 0,80 | 4,45 | 7,47 | 3,01 | 0,62 | 1,84 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 3,54 | 6,83 | 3,79 | 3,41 | 1,05 | 3,16 | 6,86 | 3,70 | 1,09 | 2,71 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 5,03 | 5,17 | 5,05 | 4,98 | 0,64 | 4,18 | 6,13 | 1,95 | 0,39 | 1,30 |

Berechnet in R

9.5.4.2 Errechnete Mittelwerte und Kennzahlen für wachsende Zeitfenster mit anfänglich 60 Quartalsrenditen

Tabelle 345 Kennzahlen zu Mittelwerten für wachsende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den Markt der USA in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Vierteljährlicher Mittelwert (in Prozent) | | | | | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------------|------------|--------|--------------------|---------|---------|-----------|--------------------|--------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd/Median |
| S&P 500 Index | 2,44 | 1,95 | 2,43 | 2,34 | 0,36 | 1,72 | 3,13 | 1,41 | 0,60 | 3,02 |
| Barclays Bond Index | 0,24 | 0,07 | 0,12 | 0,11 | 0,05 | 0,05 | 0,26 | 0,21 | 1,91 | 16,78 |
| NCREIF Appreciation Index | 0,33 | 0,27 | 0,28 | 0,26 | 0,11 | 0,12 | 0,54 | 0,42 | 1,58 | 6,01 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 3,14 | 1,42 | 2,68 | 2,38 | 1,41 | 1,04 | 6,36 | 5,32 | 2,23 | 9,26 |
| Elimination of significant AC only | -0,91 | 0,15 | -0,09 | 0,06 | 2,64 | -21,58 | 4,19 | 25,77 | 419,28 | 1503,64 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,50 | 0,54 | 0,61 | 0,53 | 0,17 | 0,42 | 0,98 | 0,55 | 1,05 | 6,85 |
| FGW (nominal returns) | -0,83 | 0,14 | -0,05 | 0,01 | 0,22 | -0,83 | 0,24 | 1,07 | 184,70 | 637,29 |
| Real | -0,15 | 0,41 | 0,44 | 0,47 | 0,18 | -0,15 | 0,71 | 0,86 | 1,84 | 9,27 |
| Bond & Hwang (original) | 0,22 | 0,26 | 0,24 | 0,23 | 0,16 | 0,03 | 0,61 | 0,58 | 2,53 | 10,43 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,17 | 0,28 | 0,24 | 0,24 | 0,17 | 0,00 | 0,60 | 0,60 | 2,55 | 9,47 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 0,14 | 0,28 | 0,25 | 0,24 | 0,15 | 0,02 | 0,58 | 0,55 | 2,34 | 9,64 |

Berechnet in R

Tabelle 346 Kennzahlen zu Mittelwerten für wachsende Zeitfenster der ursprünglichen und korrigierten Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index sowie der Renditenreihen von Aktien- und Anleiheindices für den Markt der USA in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Jährlicher Mittelwert (in Prozent) | | | | | | | | | |
|------------------------------------|------------------------------------|-----------------|------------|--------|--------------------|---------|---------|-----------|--------------------|---------------------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Standardabweichung | Minimum | Maximum | Max.-Min. | (Max.-Min.)/Median | Mittlere abs. Änd./Median |
| S&P 500 Index | 9,75 | 7,56 | 9,70 | 9,38 | 1,35 | 7,20 | 11,80 | 4,60 | 0,49 | 1,43 |
| Barclays Bond Index | 0,95 | 0,39 | 0,49 | 0,44 | 0,22 | 0,24 | 1,05 | 0,81 | 1,84 | 8,84 |
| NCREIF Appreciation Index | 1,33 | 0,99 | 1,13 | 1,04 | 0,44 | 0,49 | 2,15 | 1,66 | 1,60 | 5,76 |
| Blundell & Ward | -9,63 | 0,96 | -0,52 | 0,25 | 2,81 | -9,63 | 2,59 | 12,21 | 48,96 | 146,67 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 12,55 | 5,64 | 10,54 | 9,30 | 5,87 | 3,58 | 25,11 | 21,53 | 2,31 | 10,31 |
| Elimination of significant AC only | -3,65 | 0,78 | 0,85 | 0,45 | 3,24 | -3,65 | 16,76 | 20,42 | 44,92 | 266,52 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 1,99 | 2,13 | 2,44 | 2,13 | 0,75 | 1,35 | 3,86 | 2,51 | 1,18 | 7,89 |
| FGW (nominal returns) | -3,31 | 0,52 | -0,26 | -0,04 | 0,97 | -3,31 | 1,04 | 4,35 | -97,41 | -316,66 |
| Real | -0,58 | 1,64 | 1,74 | 1,84 | 0,76 | -0,58 | 2,75 | 3,33 | 1,81 | 8,58 |
| Geltner (original, a=1/2) | -0,15 | 1,32 | 1,05 | 1,06 | 0,82 | -0,45 | 2,54 | 3,00 | 2,82 | 11,71 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | -0,56 | 0,95 | 0,65 | 0,64 | 0,85 | -0,79 | 2,30 | 3,09 | 4,85 | 19,46 |
| Bond & Hwang (original) | 0,89 | 0,90 | 0,96 | 0,92 | 0,66 | 0,10 | 2,43 | 2,33 | 2,54 | 10,40 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,66 | 1,01 | 0,95 | 0,97 | 0,67 | -0,06 | 2,39 | 2,46 | 2,52 | 8,48 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 0,56 | 0,99 | 1,00 | 0,94 | 0,59 | 0,20 | 2,30 | 2,10 | 2,23 | 8,90 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 6,16 | 2,53 | 2,53 | 2,10 | 1,22 | 1,42 | 6,16 | 4,74 | 2,26 | 4,48 |

Berechnet in R

9.5.4.3 Errechnete Korrelationen und Kennzahlen für wachsende Zeitfenster mit anfänglich 60 Quartalsrenditen

Tabelle 347 Korrelationen für wachsende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Aktienindex S&P 500 und anderer Renditenreihen für den Markt der USA in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Korrelationen vierteljährlicher Renditenreihen: Aktien (S&P 500 Index) | | | | | | |
|------------------------------------|--|-----------------|------------|--------|---------|---------|-----------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Minimum | Maximum | Max.-Min. |
| S&P 500 Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| Barclays Bond Index | 0,39 | 0,15 | 0,29 | 0,26 | 0,15 | 0,42 | 0,27 |
| NCREIF Appreciation Index | 0,09 | 0,20 | 0,10 | 0,08 | 0,05 | 0,27 | 0,21 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,16 | 0,35 | 0,18 | 0,16 | 0,13 | 0,39 | 0,26 |
| Elimination of significant AC only | 0,12 | 0,35 | 0,12 | 0,13 | -0,39 | 0,37 | 0,76 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,13 | 0,29 | 0,15 | 0,13 | 0,09 | 0,33 | 0,24 |
| FGW (nominal returns) | 0,14 | 0,33 | 0,16 | 0,14 | 0,10 | 0,37 | 0,26 |
| Real | 0,16 | 0,29 | 0,16 | 0,14 | 0,08 | 0,33 | 0,24 |
| Bond & Hwang (original) | 0,02 | 0,30 | 0,11 | 0,09 | 0,00 | 0,34 | 0,34 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,09 | 0,08 | 0,12 | 0,11 | 0,07 | 0,35 | 0,28 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 0,05 | 0,10 | 0,10 | 0,09 | 0,05 | 0,37 | 0,32 |

Berechnet in R

Tabelle 348 Korrelationen für wachsende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Aktienindex S&P 500 und anderer Renditenreihen für den Markt der USA in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Korrelationen jährlicher Renditenreihen: Aktien (S&P 500 Index) | | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------------|------------|--------|---------|---------|-----------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Minimum | Maximum | Max.-Min. |
| S&P 500 Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| Barclays Bond Index | 0,23 | 0,05 | 0,18 | 0,17 | 0,05 | 0,31 | 0,26 |
| NCREIF Appreciation Index | -0,15 | 0,14 | -0,03 | -0,03 | -0,17 | 0,26 | 0,43 |
| Blundell & Ward | -0,22 | 0,24 | -0,01 | 0,03 | -0,23 | 0,46 | 0,69 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -0,18 | 0,48 | 0,05 | 0,06 | -0,19 | 0,54 | 0,73 |
| Elimination of significant AC only | -0,20 | 0,49 | -0,02 | -0,07 | -0,53 | 0,55 | 1,08 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | -0,18 | 0,36 | 0,04 | 0,07 | -0,18 | 0,50 | 0,68 |
| FGW (nominal returns) | -0,19 | 0,45 | 0,03 | 0,05 | -0,21 | 0,53 | 0,73 |
| Real | -0,22 | 0,40 | 0,01 | 0,04 | -0,23 | 0,52 | 0,75 |
| Geltner (original, a=1/2) | -0,15 | 0,25 | 0,03 | 0,04 | -0,16 | 0,47 | 0,64 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | -0,20 | 0,25 | -0,02 | 0,01 | -0,22 | 0,45 | 0,67 |
| Bond & Hwang (original) | -0,17 | 0,31 | 0,01 | 0,01 | -0,19 | 0,47 | 0,66 |
| Bond & Hwang (market factor) | -0,18 | 0,02 | -0,02 | 0,01 | -0,21 | 0,48 | 0,68 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | -0,20 | 0,04 | -0,01 | 0,04 | -0,20 | 0,52 | 0,72 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -0,06 | -0,07 | -0,07 | -0,06 | -0,14 | -0,01 | 0,14 |

Berechnet in R

Tabelle 349 Korrelationen für wachsende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Barclays Bond Index und anderer Renditenreihen für den Markt der USA in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Korrelationen vierteljährlicher Renditenreihen: Anleihen (Barclays Bond Index) | | | | | | |
|------------------------------------|---|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|---------------|
| Index (original oder korrigiert) | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max.- Min. |
| S&P 500 Index | 0,39 | 0,15 | 0,29 | 0,26 | 0,15 | 0,42 | 0,27 |
| Barclays Bond Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| NCREIF Appreciation Index | -0,16 | -0,10 | -0,13 | -0,13 | -0,17 | -0,09 | 0,07 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -0,14 | -0,07 | -0,12 | -0,12 | -0,17 | -0,06 | 0,11 |
| Elimination of significant AC only | -0,13 | -0,09 | -0,12 | -0,12 | -0,19 | 0,09 | 0,28 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,05 | -0,01 | 0,03 | 0,03 | -0,02 | 0,06 | 0,08 |
| FGW (nominal returns) | -0,10 | -0,05 | -0,10 | -0,10 | -0,15 | -0,05 | 0,10 |
| Real | 0,04 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | -0,02 | 0,04 | 0,06 |
| Bond & Hwang (original) | -0,19 | -0,14 | -0,17 | -0,18 | -0,20 | -0,12 | 0,07 |
| Bond & Hwang (market factor) | -0,18 | -0,07 | -0,16 | -0,17 | -0,19 | -0,06 | 0,14 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | -0,18 | -0,07 | -0,14 | -0,14 | -0,19 | -0,05 | 0,13 |

Berechnet in R

Tabelle 350 Korrelationen für wachsende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des Barclays Bond Index und anderer Renditenreihen für den Markt der USA in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Korrelationen jährlicher Renditenreihen: Anleihen (Barclays Bond Index) | | | | | | |
|------------------------------------|--|-----------------|------------|--------|---------|---------|-----------|
| | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittelwert | Median | Minimum | Maximum | Max.-Min. |
| S&P 500 Index | 0,23 | 0,05 | 0,18 | 0,17 | 0,05 | 0,31 | 0,26 |
| Barclays Bond Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| NCREIF Appreciation Index | -0,32 | -0,19 | -0,24 | -0,25 | -0,32 | -0,19 | 0,13 |
| Blundell & Ward | -0,42 | -0,18 | -0,35 | -0,34 | -0,45 | -0,18 | 0,27 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -0,38 | -0,22 | -0,34 | -0,33 | -0,42 | -0,22 | 0,20 |
| Elimination of significant AC only | -0,41 | -0,18 | -0,31 | -0,32 | -0,43 | 0,22 | 0,65 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | -0,19 | -0,20 | -0,19 | -0,19 | -0,26 | -0,12 | 0,14 |
| FGW (nominal returns) | -0,38 | -0,22 | -0,34 | -0,34 | -0,43 | -0,22 | 0,21 |
| Real | -0,39 | -0,18 | -0,33 | -0,30 | -0,44 | -0,18 | 0,25 |
| Geltner (original, a=1/2) | -0,20 | -0,08 | -0,17 | -0,18 | -0,24 | -0,08 | 0,16 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | -0,41 | -0,17 | -0,34 | -0,34 | -0,42 | -0,17 | 0,25 |
| Bond & Hwang (original) | -0,34 | -0,22 | -0,32 | -0,32 | -0,36 | -0,22 | 0,14 |
| Bond & Hwang (market factor) | -0,36 | -0,15 | -0,31 | -0,33 | -0,38 | -0,15 | 0,23 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | -0,42 | -0,16 | -0,34 | -0,34 | -0,43 | -0,16 | 0,28 |
| Bond & Hwang (annual returns) | -0,18 | -0,03 | -0,12 | -0,10 | -0,21 | -0,01 | 0,20 |

Berechnet in R

Tabelle 351 Korrelationen für wachsende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index und anderer Renditenreihen für den Markt der USA in vierteljährlicher Periodizität

| Quartalsrenditen | Korrelationen vierteljährlicher Renditenreihen: Immobilien (NCREIF Appreciation Index) | | | | | | |
|------------------------------------|---|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|---------------|
| | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max.- Min. |
| S&P 500 Index | 0,09 | 0,20 | 0,10 | 0,08 | 0,05 | 0,27 | 0,21 |
| Barclays Bond Index | -0,16 | -0,10 | -0,13 | -0,13 | -0,17 | -0,09 | 0,07 |
| NCREIF Appreciation Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,66 | 0,62 | 0,60 | 0,60 | 0,58 | 0,71 | 0,13 |
| Elimination of significant AC only | 0,76 | 0,49 | 0,59 | 0,66 | -0,60 | 0,87 | 1,47 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,65 | 0,67 | 0,64 | 0,64 | 0,59 | 0,72 | 0,13 |
| FGW (nominal returns) | 0,58 | 0,64 | 0,61 | 0,61 | 0,58 | 0,71 | 0,13 |
| Real | 0,60 | 0,63 | 0,61 | 0,62 | 0,56 | 0,68 | 0,11 |
| Bond & Hwang (original) | 0,98 | 0,86 | 0,93 | 0,94 | 0,86 | 0,99 | 0,13 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,99 | 0,93 | 0,94 | 0,94 | 0,85 | 0,99 | 0,14 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 0,72 | 0,95 | 0,66 | 0,63 | 0,56 | 0,97 | 0,40 |

Berechnet in R

Tabelle 352 Korrelationen für wachsende Zeitfenster zwischen der Renditenreihe des NCREIF Appreciation Index und anderer Renditenreihen für den Markt der USA in jährlicher Periodizität

| Jahresrenditen | Korrelationen jährlicher Renditenreihen: Immobilien (NCREIF Appreciation Index) | | | | | | |
|------------------------------------|--|--------------------|-----------------|--------|---------|---------|---------------|
| | Erstes Fenster | Letztes Fenster | Mittel- wert | Median | Minimum | Maximum | Max.- Min. |
| S&P 500 Index | -0,15 | 0,14 | -0,03 | -0,03 | -0,17 | 0,26 | 0,43 |
| Barclays Bond Index | -0,32 | -0,19 | -0,24 | -0,25 | -0,32 | -0,19 | 0,13 |
| NCREIF Appreciation Index | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,00 |
| Blundell & Ward | 0,67 | 0,87 | 0,62 | 0,59 | 0,55 | 0,87 | 0,32 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 0,57 | 0,59 | 0,48 | 0,45 | 0,42 | 0,61 | 0,19 |
| Elimination of significant AC only | 0,76 | 0,30 | 0,50 | 0,54 | -0,37 | 0,92 | 1,30 |
| Fisher, Geltner & Webb (orig.) | 0,73 | 0,73 | 0,64 | 0,61 | 0,57 | 0,79 | 0,22 |
| FGW (nominal returns) | 0,50 | 0,61 | 0,52 | 0,51 | 0,48 | 0,62 | 0,15 |
| Real | 0,60 | 0,68 | 0,59 | 0,57 | 0,51 | 0,72 | 0,21 |
| Geltner (original, a=1/2) | 0,91 | 0,79 | 0,82 | 0,81 | 0,79 | 0,91 | 0,13 |
| Geltner (nominal returns, a=1/2) | 0,91 | 0,80 | 0,84 | 0,83 | 0,80 | 0,91 | 0,12 |
| Bond & Hwang (original) | 1,00 | 0,81 | 0,92 | 0,93 | 0,79 | 1,00 | 0,20 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,99 | 0,96 | 0,93 | 0,94 | 0,78 | 0,99 | 0,21 |
| Bond & Hwang (appr. seasonality) | 0,75 | 0,98 | 0,60 | 0,57 | 0,45 | 0,99 | 0,54 |
| Bond & Hwang (annual returns) | 0,96 | 0,59 | 0,90 | 0,91 | 0,59 | 0,97 | 0,39 |

Berechnet in R

9.5.5 Die Veränderung der Werte korrigierter Indices bei Fortschreibung des Ursprungsindex

9.5.5.1 Ergebnisse für Renditen des IPD UK Monthly Capital Index in monatlicher Periodizität

Tabelle 353 Mittlere absolute prozentuale Veränderung der aus korrigierten IPD-Renditenreihen errechneten Indexwerte für die bisher aktuellsten zwölf Monate bei sukzessivem Fortschreiben des Ursprungsindex

| IPD-Korrekturverfahren | Mittlere absolute Veränderung (in Prozent) | | | | | | | | | | | | |
|--------------------------------------|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|
| Monatsindices | Lag 0 | Lag 1 | Lag 2 | Lag 3 | Lag 4 | Lag 5 | Lag 6 | Lag 7 | Lag 8 | Lag 9 | Lag 10 | Lag 11 | Lag 12 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 0,75 | 0,75 | 0,74 | 0,74 | 0,74 | 0,73 | 0,73 | 0,73 | 0,72 | 0,72 | 0,71 | 0,71 | 0,71 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,67 | 0,68 | 0,68 | 0,68 | 0,68 | 0,70 | 0,71 | 0,72 | 0,74 | 0,76 | 0,77 | 0,78 | 0,78 |

Berechnet in R

Tabelle 354 Wurzel aus der mittleren quadrierten prozentualen Veränderung der aus korrigierten IPD-Renditenreihen errechneten Indexwerte für die bisher aktuellsten zwölf Monate bei sukzessivem Fortschreiben des Ursprungsindex

501

| IPD-Korrekturverfahren | Wurzel aus mittlerer quadrierter Veränderung (in Prozent) | | | | | | | | | | | | |
|--------------------------------------|---|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|
| Monatsindices | Lag 0 | Lag 1 | Lag 2 | Lag 3 | Lag 4 | Lag 5 | Lag 6 | Lag 7 | Lag 8 | Lag 9 | Lag 10 | Lag 11 | Lag 12 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 1,27 | 1,27 | 1,27 | 1,26 | 1,26 | 1,25 | 1,25 | 1,24 | 1,23 | 1,23 | 1,22 | 1,21 | 1,21 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 1,85 | 1,89 | 1,87 | 1,88 | 1,90 | 1,95 | 1,99 | 2,03 | 2,10 | 2,16 | 2,23 | 2,29 | 2,33 |

Berechnet in R

Tabelle 355 Mittlere prozentuale Veränderung der aus korrigierten IPD-Renditenreihen errechneten Indexwerte für die bisher aktuellsten zwölf Monate bei sukzessivem Fortschreiben des Ursprungsindex

| IPD-Korrekturverfahren | Mittlere Veränderung (in Prozent) | | | | | | | | | | | | |
|--------------------------------------|-----------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|
| Monatsindices | Lag 0 | Lag 1 | Lag 2 | Lag 3 | Lag 4 | Lag 5 | Lag 6 | Lag 7 | Lag 8 | Lag 9 | Lag 10 | Lag 11 | Lag 12 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -0,20 | -0,20 | -0,20 | -0,20 | -0,20 | -0,19 | -0,19 | -0,19 | -0,19 | -0,19 | -0,19 | -0,19 | -0,19 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,01 | 0,02 | 0,00 | -0,01 | -0,02 | -0,03 | -0,04 | -0,04 | -0,05 | -0,04 | -0,04 | -0,03 | -0,03 |

Berechnet in R

9.5.5.2 Ergebnisse für Renditen des IPD UK Monthly Capital Index in vierteljährlicher Periodizität

Tabelle 356 Mittlere absolute prozentuale Veränderung der aus korrigierten IPD-Renditenreihen errechneten Indexwerte für die bisher aktuellsten (ausgewählten) 20 Quartale bei sukzessivem Fortschreiben des Ursprungsindex

502

| IPD-Korrekturverfahren | Mittlere absolute Veränderung (in Prozent) | | | | | | | | | | | |
|---|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|
| Quartalsindices | Lag 0 | Lag 1 | Lag 2 | Lag 3 | Lag 4 | Lag 5 | Lag 6 | Lag 7 | Lag 8 | Lag 12 | Lag 16 | Lag 20 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 20,64 | 23,42 | 24,98 | 23,43 | 23,53 | 25,34 | 25,77 | 26,36 | 26,66 | 26,01 | 23,88 | 21,46 |
| Elimination of significant AC only (FRZ-type) | 46,16 | 44,56 | 39,81 | 48,76 | 44,47 | 42,81 | 44,41 | 51,79 | 53,15 | 46,89 | 56,24 | 46,32 |
| Fisher, Geltner & Webb | 0,54 | 0,70 | 0,81 | 0,84 | 0,98 | 0,98 | 0,93 | 0,81 | 0,62 | 0,28 | 0,31 | 0,45 |
| FGW (nominal returns) | 3,82 | 4,10 | 4,14 | 4,15 | 4,28 | 4,30 | 4,11 | 3,95 | 3,65 | 3,02 | 2,49 | 2,16 |
| Real | 3,85 | 4,14 | 4,18 | 4,20 | 4,35 | 4,34 | 4,17 | 4,00 | 3,71 | 3,10 | 2,69 | 2,40 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 2,24 | 2,22 | 2,19 | 2,15 | 2,12 | 2,08 | 2,04 | 2,01 | 1,97 | 1,84 | 1,72 | 1,60 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 1,99 | 2,02 | 2,12 | 2,21 | 2,25 | 2,18 | 2,14 | 2,11 | 2,08 | 1,71 | 1,42 | 1,21 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 0,46 | 0,44 | 0,40 | 0,36 | 0,31 | 0,28 | 0,26 | 0,24 | 0,21 | 0,18 | 0,14 | 0,14 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

Berechnet in R

Tabelle 357 Wurzel aus der mittleren quadrierten prozentualen Veränderung der aus korrigierten IPD-Renditenreihen errechneten Indexwerte für die bisher aktuellsten (ausgewählten) zwanzig Quartale bei sukzessivem Fortschreiben des Ursprungsindex

| IPD-Korrekturverfahren | Wurzel aus mittlerer quadrierter Veränderung (in Prozent) | | | | | | | | | | | |
|---|---|--------|-------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Quartalsindices | Lag 0 | Lag 1 | Lag 2 | Lag 3 | Lag 4 | Lag 5 | Lag 6 | Lag 7 | Lag 8 | Lag 12 | Lag 16 | Lag 20 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 51,33 | 62,50 | 67,22 | 61,04 | 63,52 | 72,12 | 74,16 | 75,00 | 75,52 | 72,68 | 66,70 | 58,90 |
| Elimination of significant AC only (FRZ-type) | 111,64 | 120,15 | 81,87 | 110,08 | 99,93 | 109,38 | 120,12 | 141,89 | 151,45 | 148,55 | 183,21 | 139,88 |
| Fisher, Geltner & Webb | 1,29 | 1,66 | 1,84 | 1,77 | 2,16 | 2,12 | 1,96 | 1,67 | 1,27 | 0,49 | 0,72 | 0,93 |
| FGW (nominal returns) | 9,03 | 9,66 | 9,68 | 9,49 | 10,04 | 10,06 | 9,62 | 9,31 | 8,67 | 7,13 | 5,81 | 5,10 |
| Real | 8,41 | 9,02 | 9,12 | 8,99 | 9,54 | 9,48 | 9,06 | 8,74 | 8,19 | 6,74 | 5,61 | 4,93 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | 3,74 | 3,69 | 3,65 | 3,57 | 3,54 | 3,47 | 3,42 | 3,36 | 3,30 | 3,08 | 2,87 | 2,68 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 4,08 | 4,07 | 4,27 | 4,53 | 4,75 | 4,55 | 4,43 | 4,28 | 4,14 | 3,25 | 2,68 | 2,25 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | 1,06 | 1,03 | 0,94 | 0,89 | 0,68 | 0,59 | 0,52 | 0,45 | 0,40 | 0,31 | 0,24 | 0,27 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

Berechnet in R

Tabelle 358 Mittlere prozentuale Veränderung der aus korrigierten IPD-Renditenreihen errechneten Indexwerte für die bisher aktuellsten (ausgewählten) zwanzig Quartale bei sukzessivem Fortschreiben des Ursprungsindex

| IPD-Korrekturverfahren | Mittlere Veränderung (%) | | | | | | | | | | | |
|---|--------------------------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|
| Quartalsindices | Lag 0 | Lag 1 | Lag 2 | Lag 3 | Lag 4 | Lag 5 | Lag 6 | Lag 7 | Lag 8 | Lag 12 | Lag 16 | Lag 20 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -0,97 | -1,17 | -1,82 | -4,18 | -0,30 | -0,89 | -1,74 | -1,42 | -2,29 | -2,90 | -2,58 | -2,60 |
| Elimination of significant AC only (FRZ-type) | -16,58 | 3,46 | -10,85 | -3,34 | -8,18 | -1,64 | -2,62 | -5,41 | -0,31 | -4,70 | -2,42 | -2,06 |
| Fisher, Geltner & Webb | -0,07 | -0,11 | -0,10 | -0,04 | 0,01 | 0,02 | 0,03 | 0,01 | 0,06 | 0,06 | 0,13 | 0,10 |
| FGW (nominal returns) | -0,67 | -0,75 | -0,72 | -0,62 | -0,55 | -0,54 | -0,50 | -0,49 | -0,44 | -0,39 | -0,30 | -0,30 |
| Real | -0,47 | -0,55 | -0,52 | -0,46 | -0,37 | -0,35 | -0,33 | -0,34 | -0,27 | -0,27 | -0,19 | -0,21 |
| Bond & Hwang (monthly returns) | -0,60 | -0,59 | -0,59 | -0,57 | -0,58 | -0,56 | -0,55 | -0,53 | -0,53 | -0,49 | -0,46 | -0,43 |
| Bond & Hwang (monthly returns, AR 3) | 0,05 | -0,07 | -0,16 | -0,13 | -0,09 | -0,15 | -0,22 | -0,21 | -0,23 | -0,24 | -0,22 | -0,18 |
| Bond & Hwang (quarterly returns) | -0,13 | -0,16 | -0,14 | -0,14 | -0,13 | -0,13 | -0,12 | -0,11 | -0,11 | -0,11 | -0,08 | -0,08 |
| Bond & Hwang (quarterly returns, AR 4) | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. | k.A. |

Berechnet in R

9.5.5.3 Ergebnisse für Renditen des NCREIF Appreciation Index in vierteljährlicher Periodizität

Tabelle 359 Mittlere absolute prozentuale Veränderung der aus korrigierten NPI-Renditenreihen errechneten Indexwerte für die bisher aktuellsten (ausgewählten) 20 Quartale bei sukzessivem Fortschreiben des Ursprungsindex

| NPI-Korrekturverfahren | Mittlere absolute Veränderung (in Prozent) | | | | | | | | | | | |
|--------------------------------------|---|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|
| Quartalsindices | Lag 0 | Lag 1 | Lag 2 | Lag 3 | Lag 4 | Lag 5 | Lag 6 | Lag 7 | Lag 8 | Lag 12 | Lag 16 | Lag 20 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 18,26 | 18,19 | 17,92 | 17,74 | 17,71 | 17,93 | 17,98 | 17,98 | 17,91 | 17,45 | 16,71 | 15,39 |
| Fisher, Geltner & Webb | 1,94 | 1,83 | 1,76 | 1,74 | 1,71 | 1,74 | 1,76 | 1,79 | 1,80 | 1,84 | 1,90 | 1,88 |
| FGW (nominal returns) | 0,96 | 1,06 | 1,13 | 1,15 | 1,17 | 1,13 | 1,08 | 1,04 | 1,03 | 0,96 | 0,80 | 0,75 |
| Real | 1,74 | 1,83 | 1,89 | 1,91 | 1,92 | 1,86 | 1,82 | 1,78 | 1,74 | 1,63 | 1,47 | 1,37 |
| Bond & Hwang (original) | 1,07 | 1,06 | 1,04 | 1,03 | 1,02 | 1,00 | 0,98 | 0,97 | 0,95 | 0,90 | 0,84 | 0,80 |
| Bond & Hwang (market factor) | 1,11 | 1,16 | 1,18 | 1,16 | 1,07 | 1,03 | 0,99 | 0,95 | 0,92 | 0,82 | 0,75 | 0,73 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 1,48 | 1,54 | 1,58 | 1,58 | 1,49 | 1,45 | 1,40 | 1,36 | 1,31 | 1,16 | 1,01 | 0,95 |

Berechnet in R

505

Tabelle 360 Wurzel aus der mittleren quadrierten prozentualen Veränderung der aus korrigierten NPI-Renditenreihen errechneten Indexwerte für die bisher aktuellsten (ausgewählten) zwanzig Quartale bei sukzessivem Fortschreiben des Ursprungsindex

| NPI-Korrekturverfahren | Wurzel aus mittlerer quadrierter Veränderung (in Prozent) | | | | | | | | | | | |
|--------------------------------------|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|
| Quartalsindices | Lag 0 | Lag 1 | Lag 2 | Lag 3 | Lag 4 | Lag 5 | Lag 6 | Lag 7 | Lag 8 | Lag 12 | Lag 16 | Lag 20 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | 46,07 | 45,12 | 43,28 | 43,67 | 37,23 | 46,30 | 46,50 | 46,65 | 45,35 | 49,38 | 46,82 | 39,03 |
| Fisher, Geltner & Webb | 4,43 | 4,15 | 3,80 | 3,58 | 2,77 | 2,58 | 2,37 | 2,16 | 1,68 | 1,17 | 0,97 | 0,76 |
| FGW (nominal returns) | 4,06 | 4,33 | 4,71 | 4,88 | 5,92 | 5,92 | 6,10 | 6,25 | 6,65 | 6,55 | 6,20 | 6,01 |
| Real | 5,14 | 5,38 | 5,73 | 5,87 | 6,85 | 6,84 | 6,98 | 7,12 | 7,51 | 7,31 | 6,91 | 6,64 |
| Bond & Hwang (original) | 0,61 | 0,67 | 0,78 | 0,87 | 0,97 | 0,94 | 0,98 | 1,02 | 1,04 | 1,00 | 0,98 | 1,01 |
| Bond & Hwang (market factor) | 1,56 | 1,70 | 1,80 | 1,90 | 1,88 | 2,01 | 2,05 | 2,07 | 2,05 | 2,05 | 1,97 | 1,89 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 1,47 | 1,69 | 1,79 | 1,91 | 1,93 | 2,11 | 2,16 | 2,20 | 2,19 | 2,19 | 2,08 | 2,03 |

Berechnet in R

Tabelle 361 Mittlere prozentuale Veränderung der aus korrigierten NPI-Renditenreihen errechneten Indexwerte für die bisher aktuellsten (ausgewählten) zwanzig Quartale bei sukzessivem Fortschreiben des Ursprungsindex

| NPI-Korrekturverfahren | Mittlere Veränderung (in Prozent) | | | | | | | | | | | |
|--------------------------------------|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|
| Quartalsindices | Lag 0 | Lag 1 | Lag 2 | Lag 3 | Lag 4 | Lag 5 | Lag 6 | Lag 7 | Lag 8 | Lag 12 | Lag 16 | Lag 20 |
| Firstenberg, Ross & Zisler | -4,02 | -3,63 | -3,58 | -3,48 | -3,59 | -3,99 | -4,21 | -4,48 | -4,62 | -4,88 | -4,60 | -3,98 |
| Fisher, Geltner & Webb | -0,20 | -0,19 | -0,17 | -0,18 | -0,17 | -0,20 | -0,21 | -0,22 | -0,23 | -0,26 | -0,23 | -0,20 |
| FGW (nominal returns) | 0,37 | 0,38 | 0,38 | 0,37 | 0,38 | 0,37 | 0,36 | 0,35 | 0,34 | 0,28 | 0,31 | 0,35 |
| Real | 0,13 | 0,15 | 0,15 | 0,15 | 0,17 | 0,15 | 0,14 | 0,12 | 0,11 | 0,06 | 0,07 | 0,10 |
| Bond & Hwang (original) | -0,15 | -0,14 | -0,12 | -0,12 | -0,11 | -0,12 | -0,12 | -0,13 | -0,13 | -0,13 | -0,13 | -0,15 |
| Bond & Hwang (market factor) | 0,22 | 0,27 | 0,28 | 0,25 | 0,18 | 0,12 | 0,08 | 0,05 | 0,02 | -0,02 | -0,08 | -0,08 |
| Bond & Hwang (appraisal seasonality) | 0,22 | 0,32 | 0,36 | 0,35 | 0,29 | 0,24 | 0,18 | 0,14 | 0,10 | 0,06 | -0,06 | -0,09 |

Berechnet in R

9.6 Ausgewählte Abbildungen zu Mittelwerten, Standardabweichungen und Korrelationen der Renditen unterschiedlicher Zeitbereiche von Indices

Die folgenden Abbildungen wurden mit der Software R erstellt

Abbildung 21 Annualisierte Mittelwerte für 180 Monate umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte von UK-Indices in vierteljährlicher Periodizität, differenziert nach Korrekturverfahren

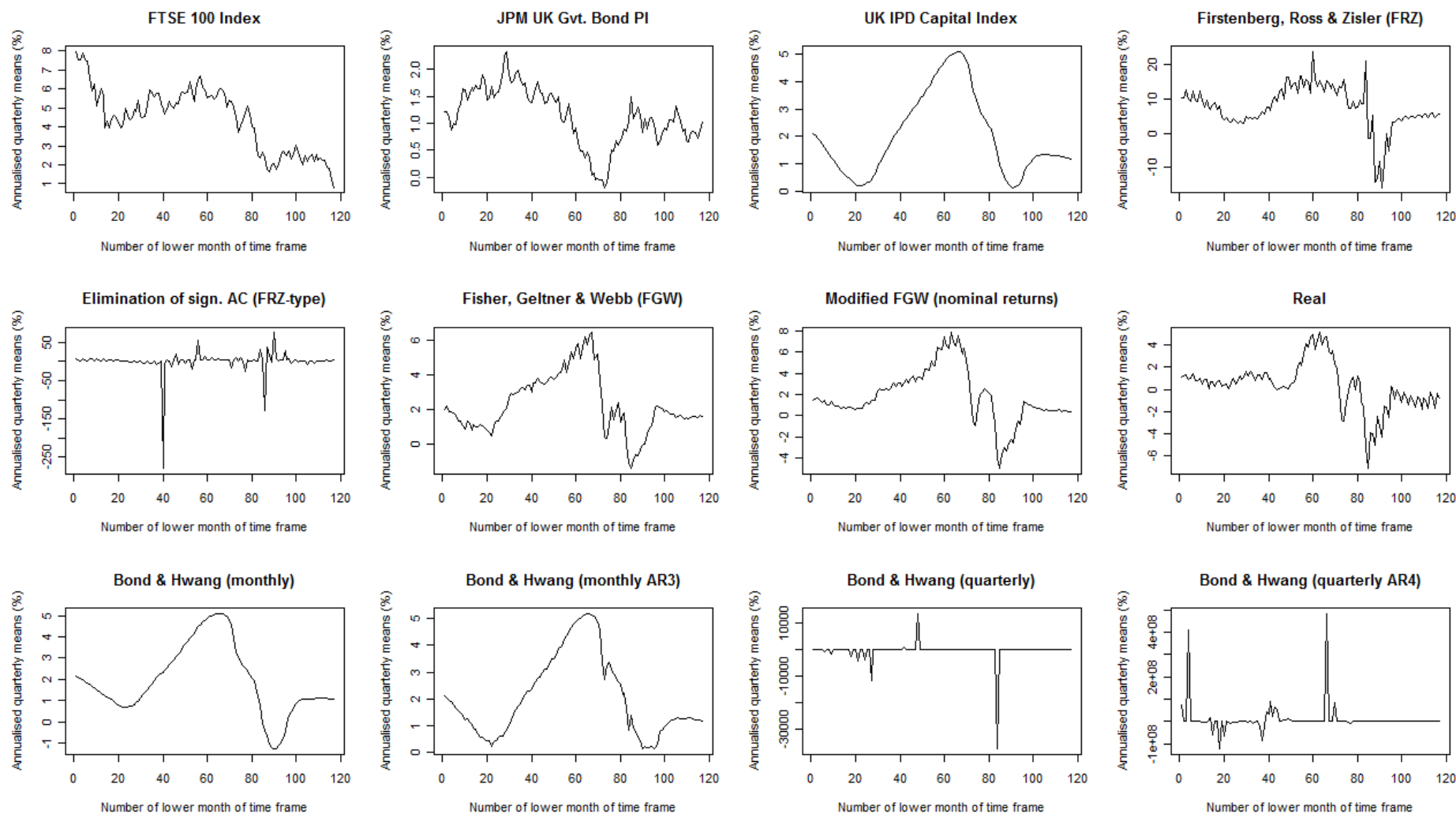


Abbildung 22 Annualisierte Standardabweichungen für 180 Monate umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte von UK-Indices in vierteljährlicher Periodizität, differenziert nach Korrekturverfahren

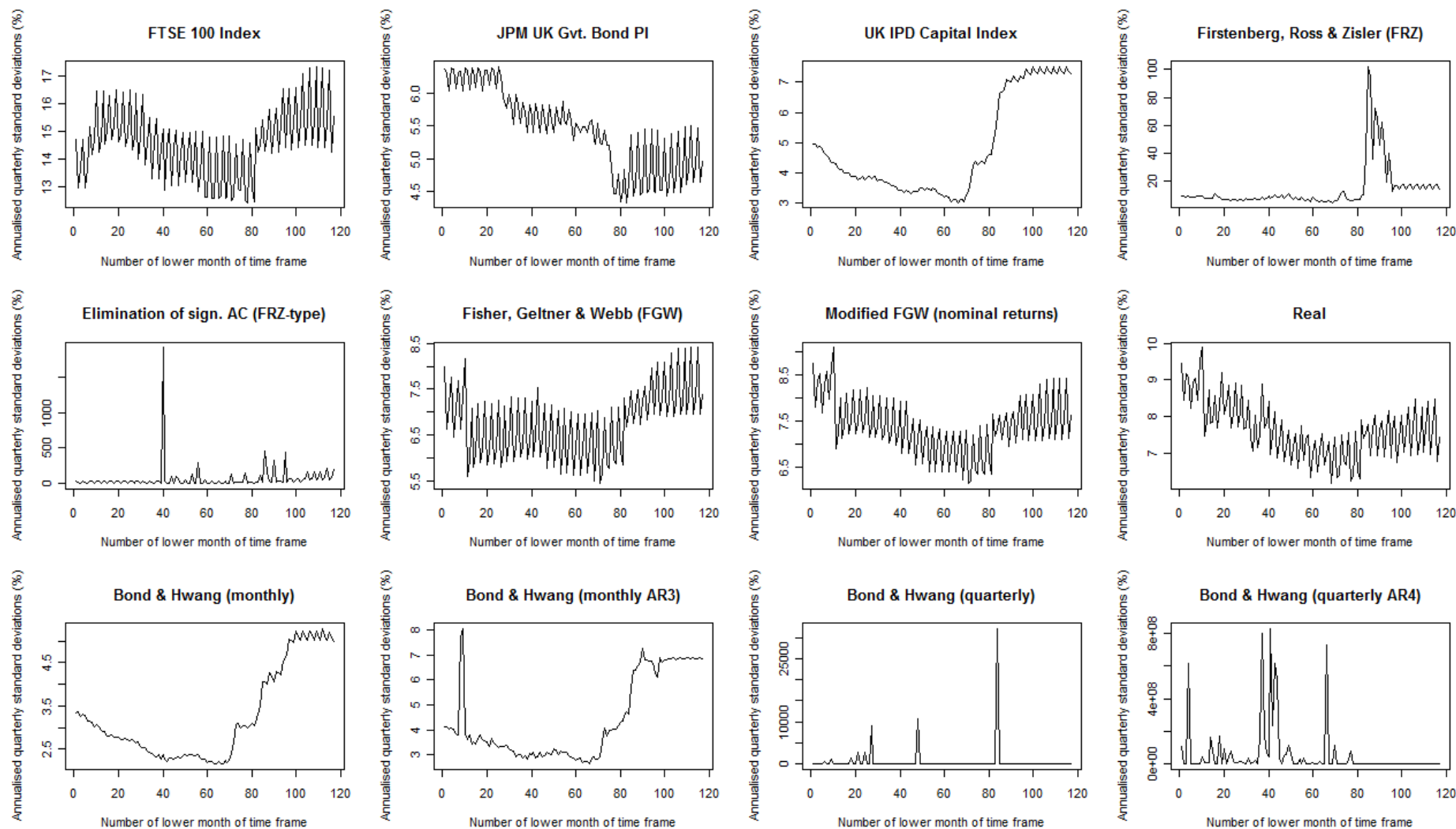


Abbildung 23 Verhältnis der Mittelwerte der korrigierten zu den Mittelwerten der ursprünglichen IPD UK Monthly Capital Indexrenditen in vierteljährlicher Periodizität für 180 Monate umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte, differenziert nach Korrekturverfahren

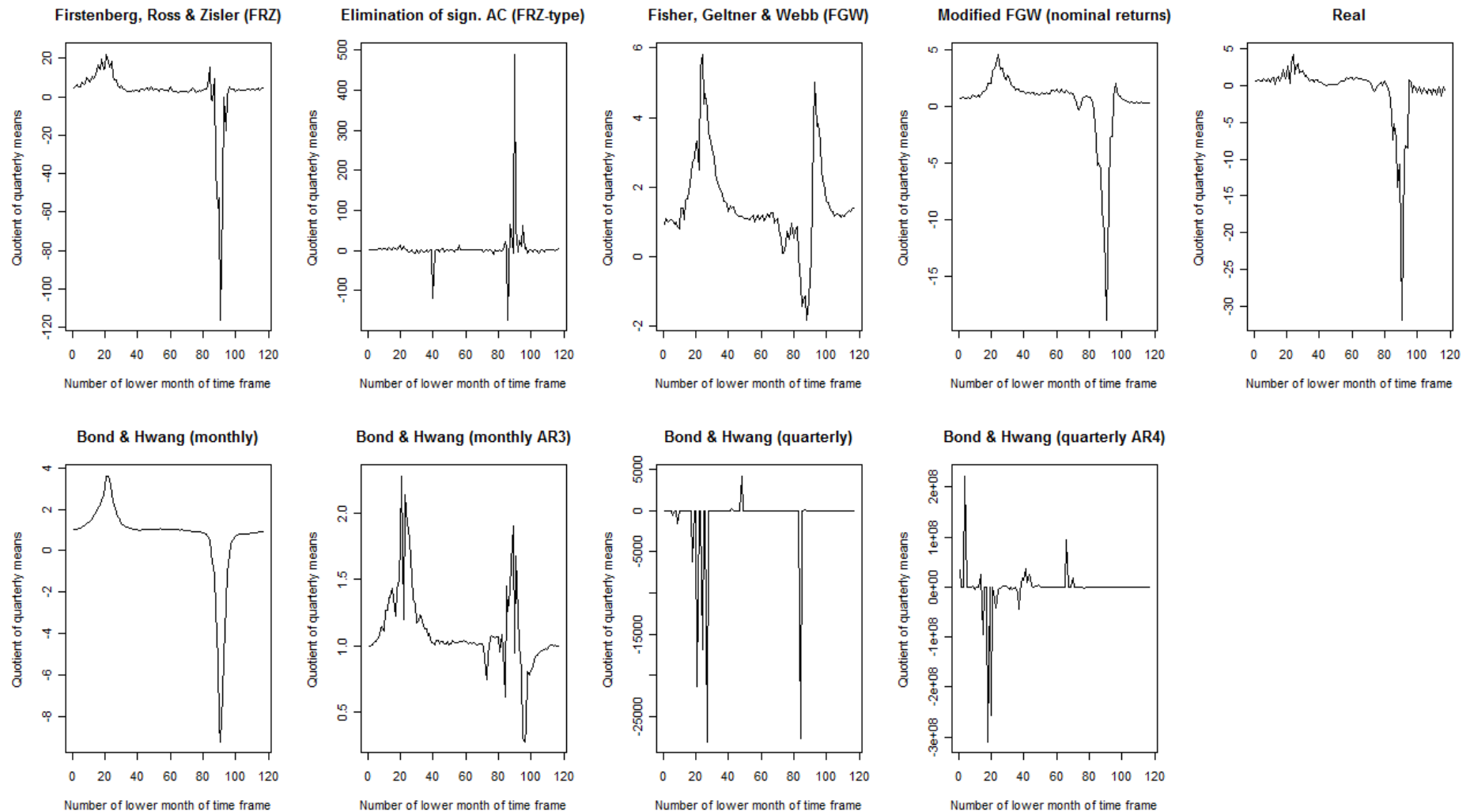


Abbildung 24 Verhältnis der Standardabweichungen der korrigierten zu den Standardabweichungen der ursprünglichen IPD UK Monthly Capital Indexrenditen in vierteljährlicher Periodizität für 180 Monate umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte, differenziert nach Korrekturverfahren

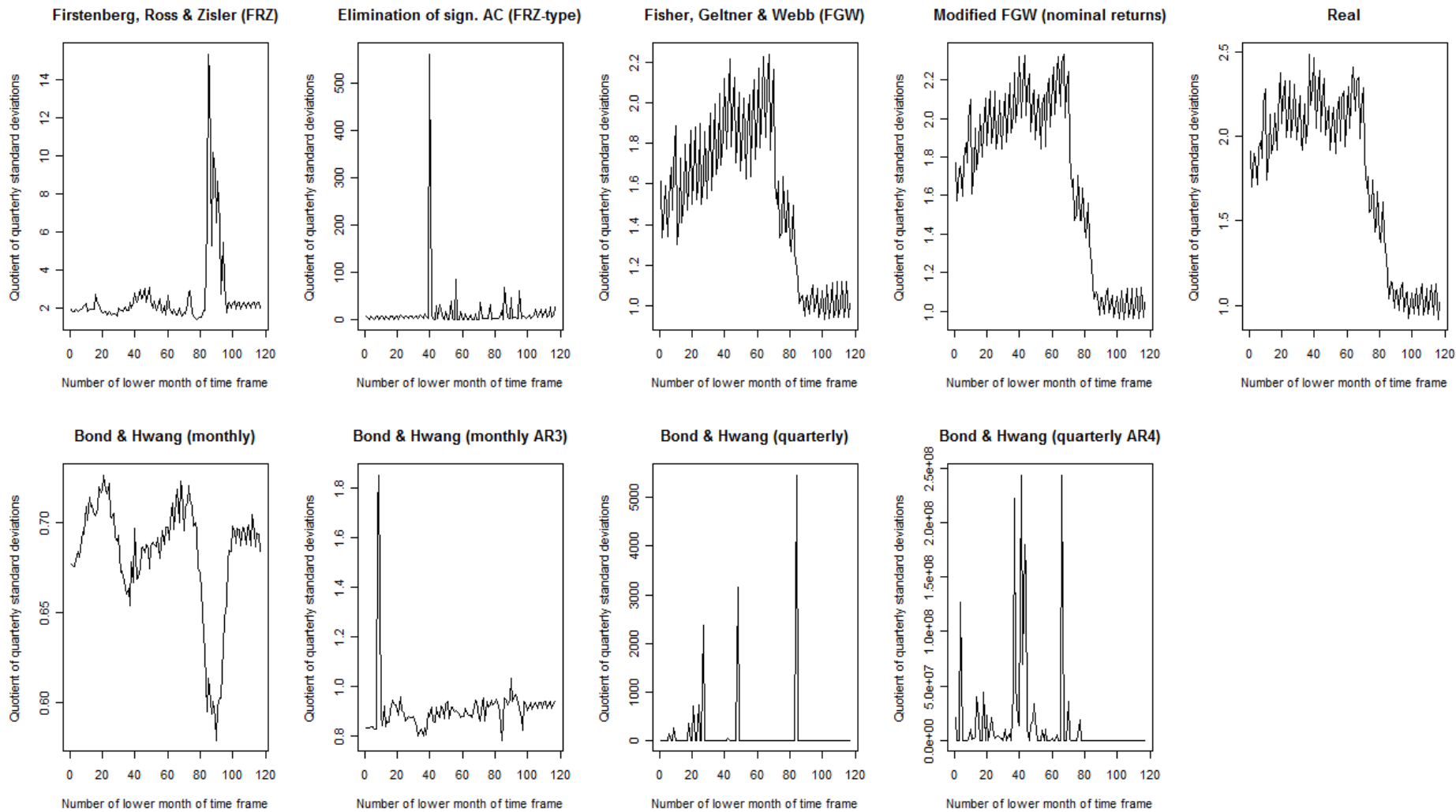


Abbildung 25 Annualisierte Mittelwerte für anfänglich 180 Monate umfassende wachsende Zeitreihenausschnitte von UK-Indices in vierteljährlicher Periodizität, differenziert nach Korrekturverfahren

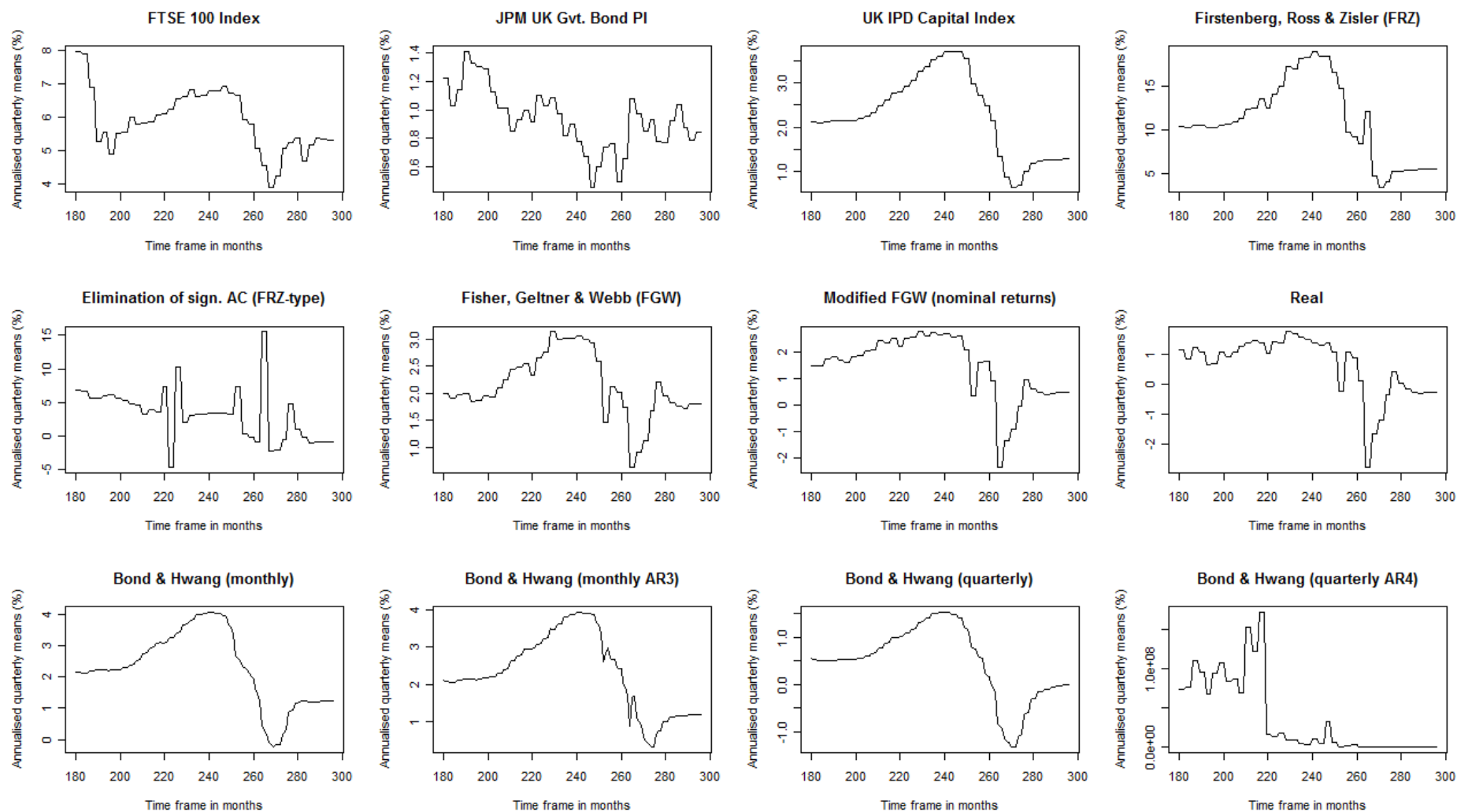


Abbildung 26 Annualisierte Standardabweichungen für anfänglich 180 Monate umfassende wachsende Zeitreihenausschnitte von UK-Indices in vierteljährlicher Periodizität, differenziert nach Korrekturverfahren

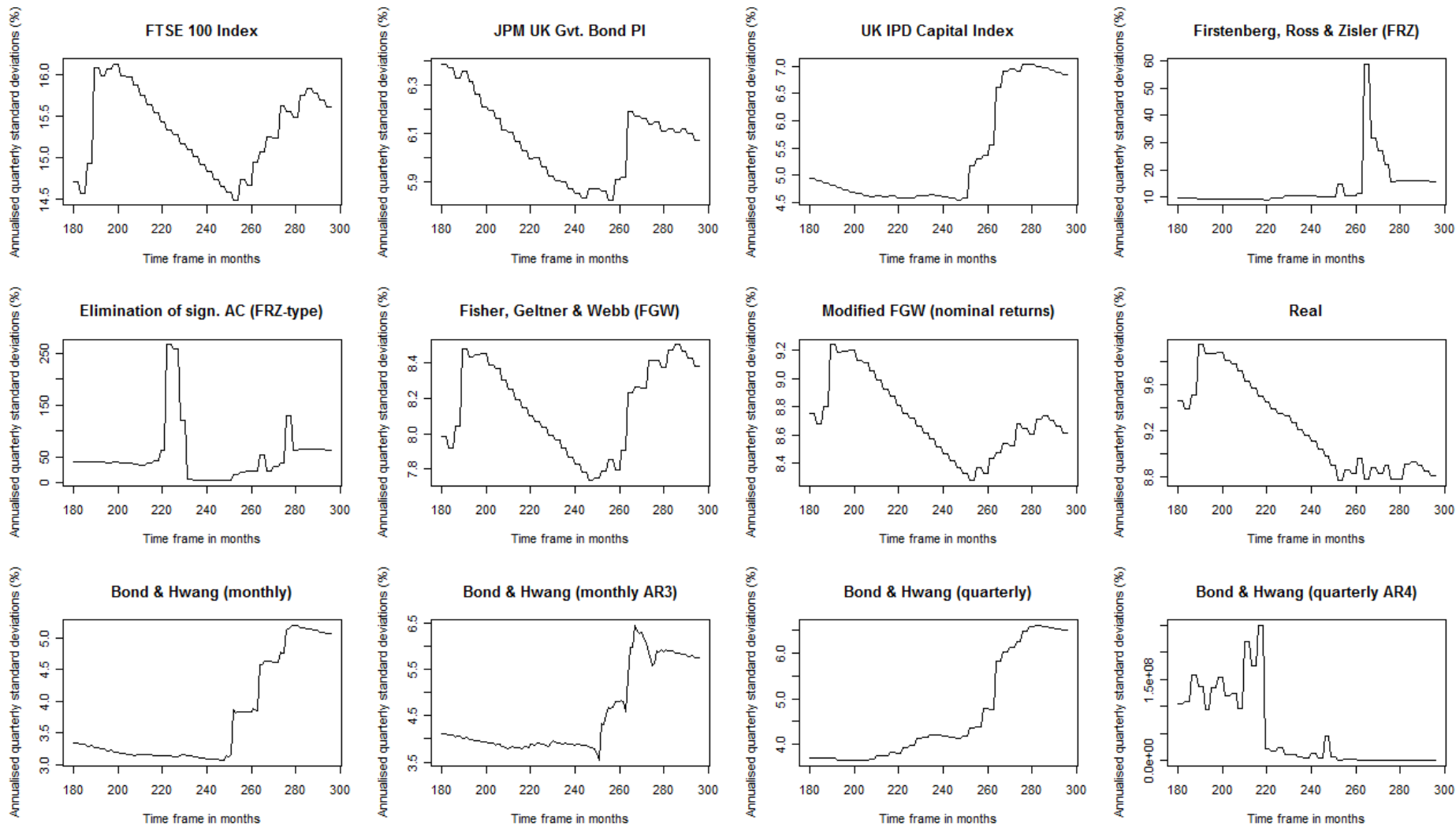


Abbildung 27 Verhältnis der Mittelwerte der korrigierten zu den Mittelwerten der ursprünglichen IPD UK Monthly Capital Indexrenditen in vierteljährlicher Periodizität für anfänglich 180 Monate umfassende wachsende Zeitreihenausschnitte, differenziert nach Korrekturverfahren

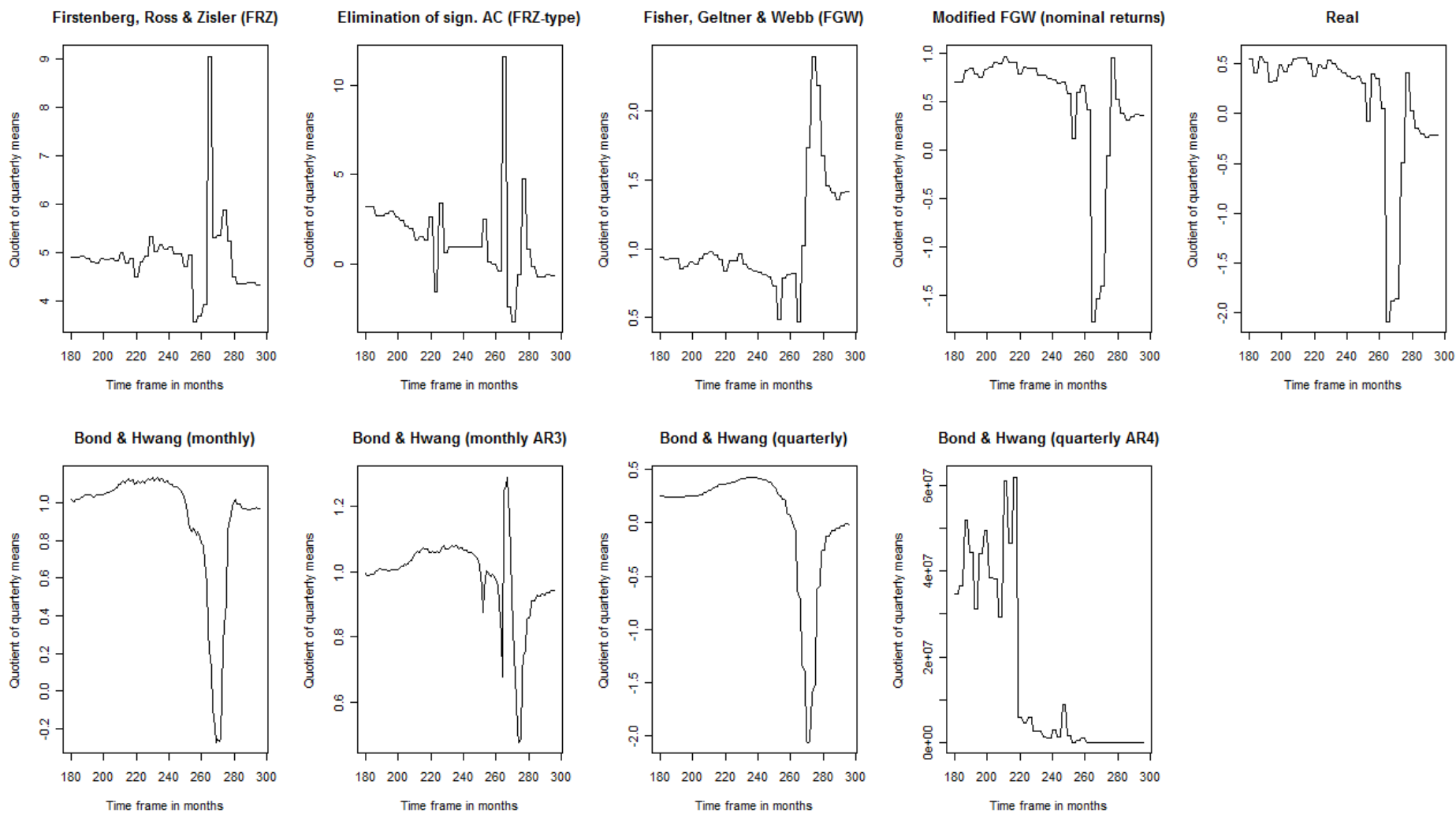


Abbildung 28 Verhältnis der Standardabw. der korrigierten zu den Standardabw. der ursprünglichen IPD UK Monthly Capital Indexrenditen in vierteljährlicher Periodizität für anfänglich 180 Monate umfassende wachsende Zeitreihenausschnitte, differenziert nach Korrekturverfahren

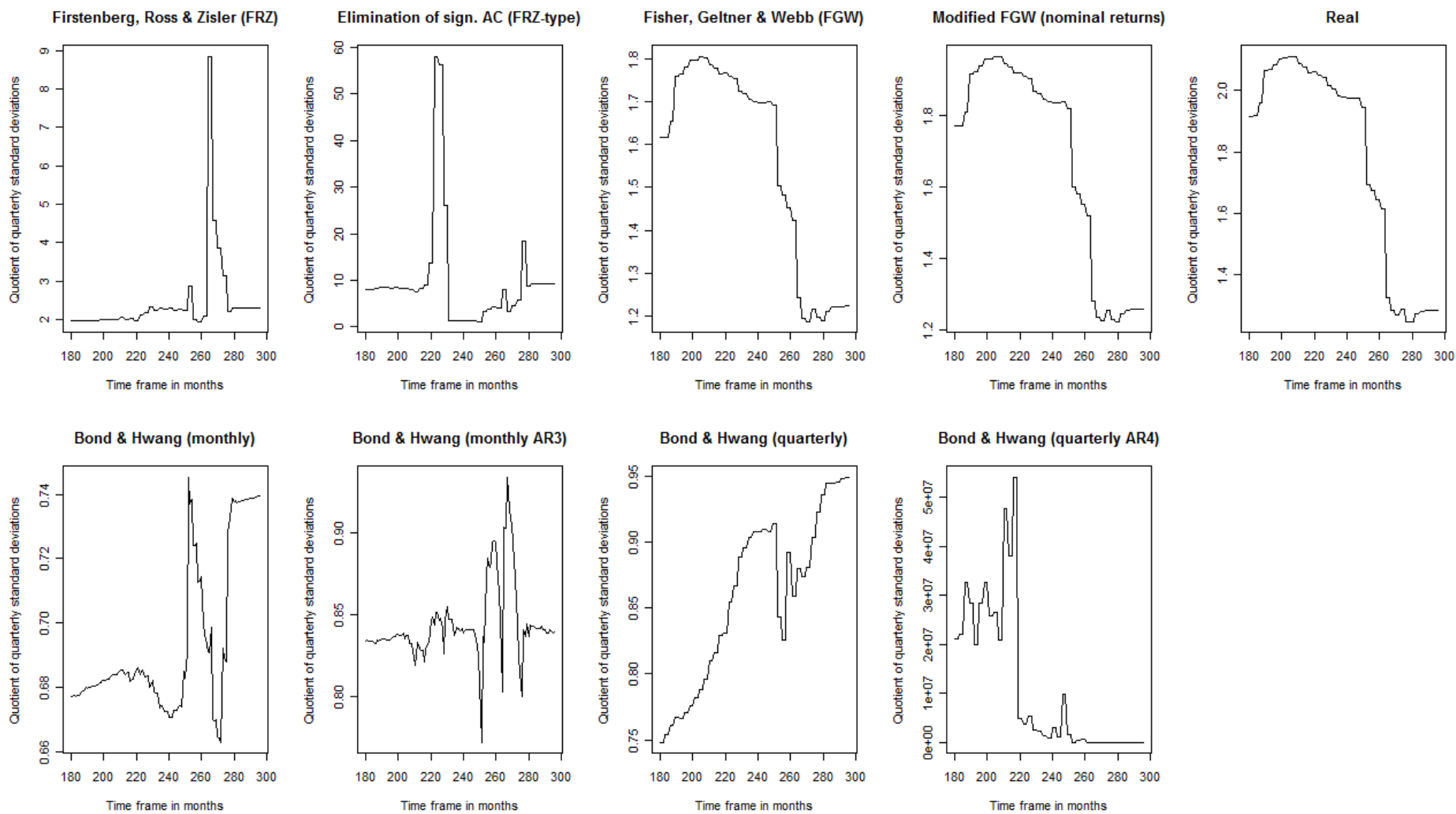


Abbildung 29 Mittelwerte für 84 Quartale umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte von U.S.-Indices in jährlicher Periodizität, differenziert nach Korrekturverfahren

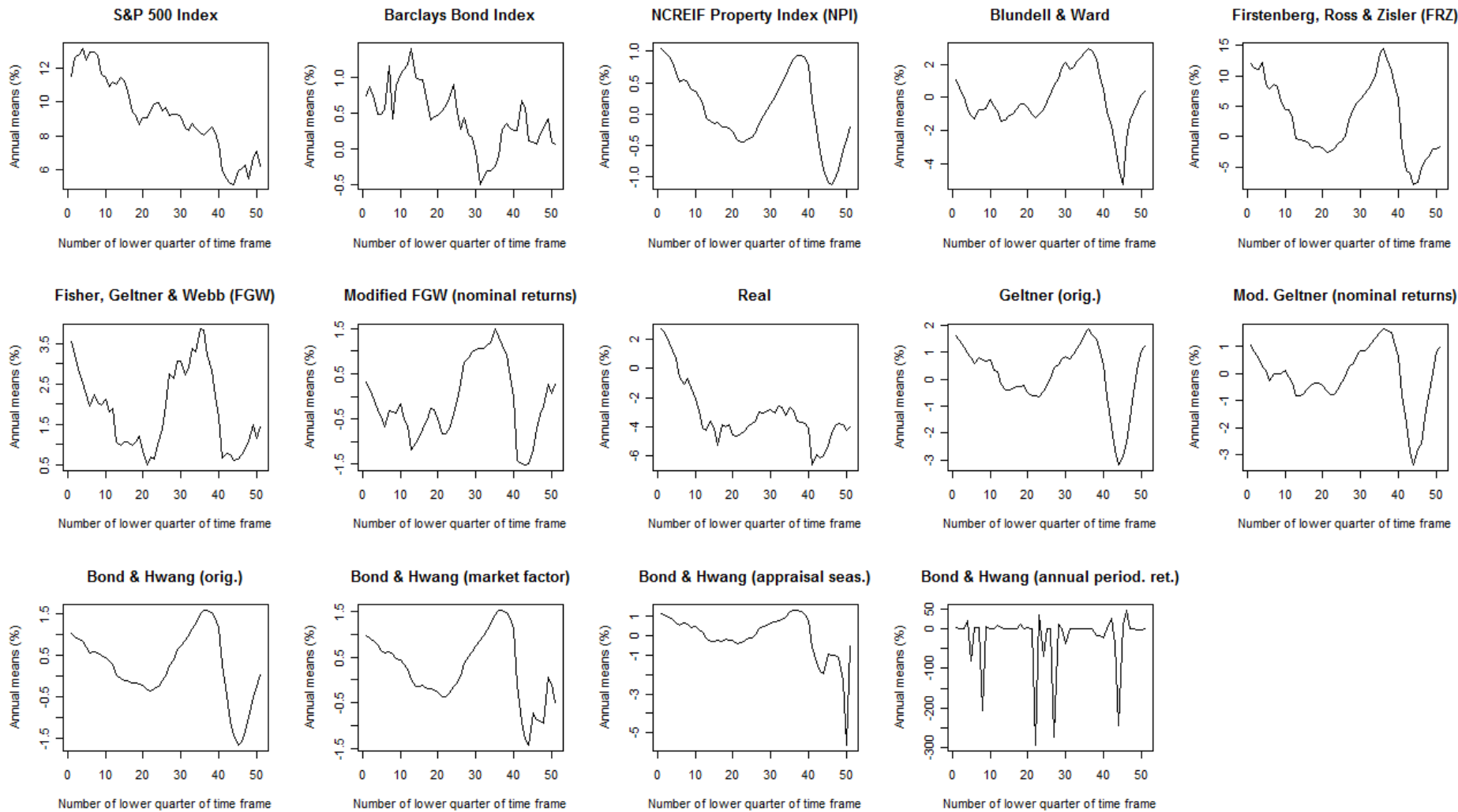


Abbildung 30 Standardabweichungen für 84 Quartale umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte von U.S.-Indices in jährlicher Periodizität, differenziert nach Korrekturverfahren

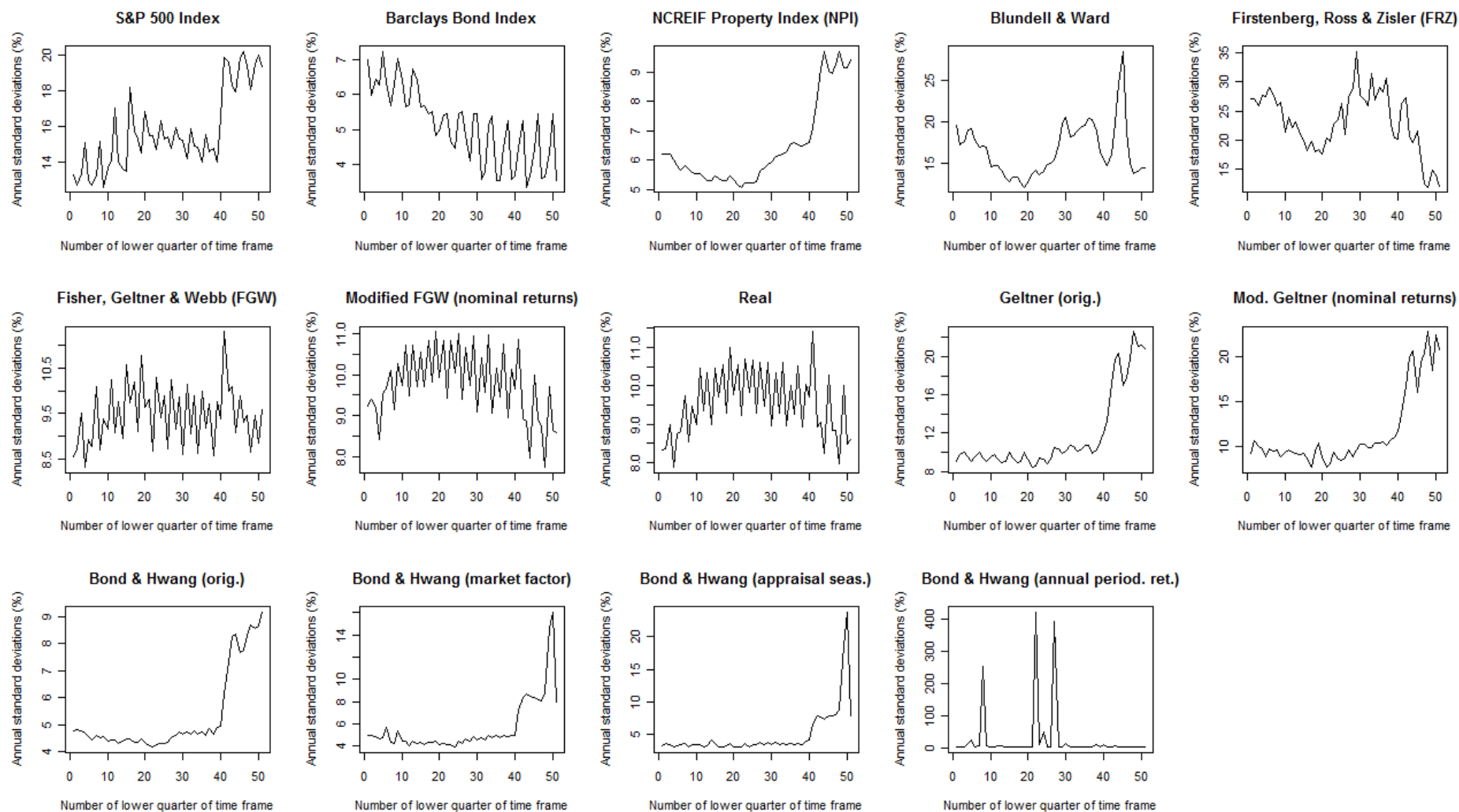


Abbildung 31 Verhältnis der Mittelwerte der korrigierten zu den Mittelwerten der ursprünglichen NCREIF Appreciation Indexrenditen in jährlicher Periodizität für 84 Quartale umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte, differenziert nach Korrekturverfahren

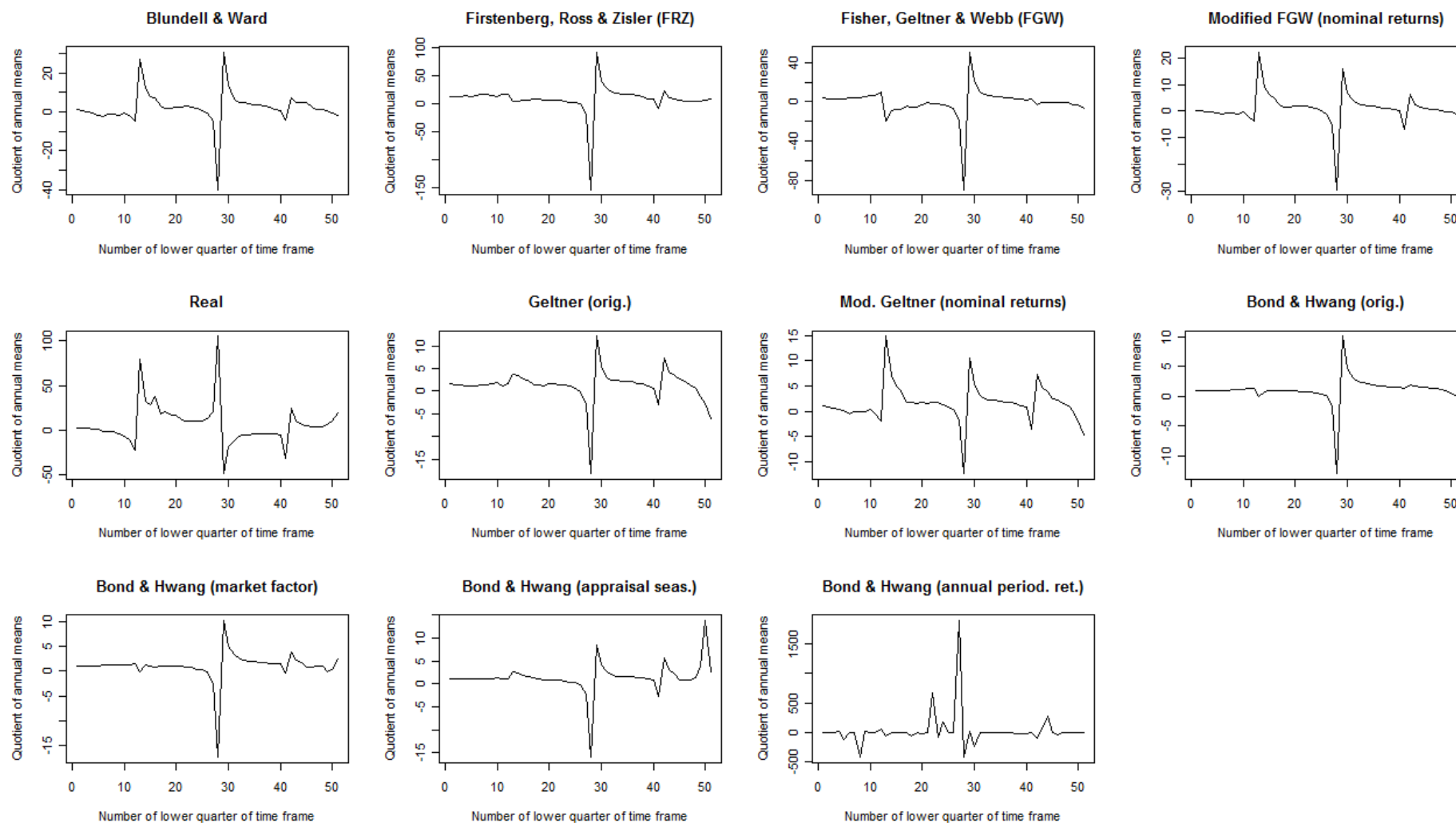


Abbildung 32 Verhältnis der Standardabweichungen der korrigierten zu den Standardabw. der ursprünglichen NCREIF Appreciation Indexrenditen in jährlicher Periodizität für 84 Quartale umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte, differenziert nach Korrekturverfahren

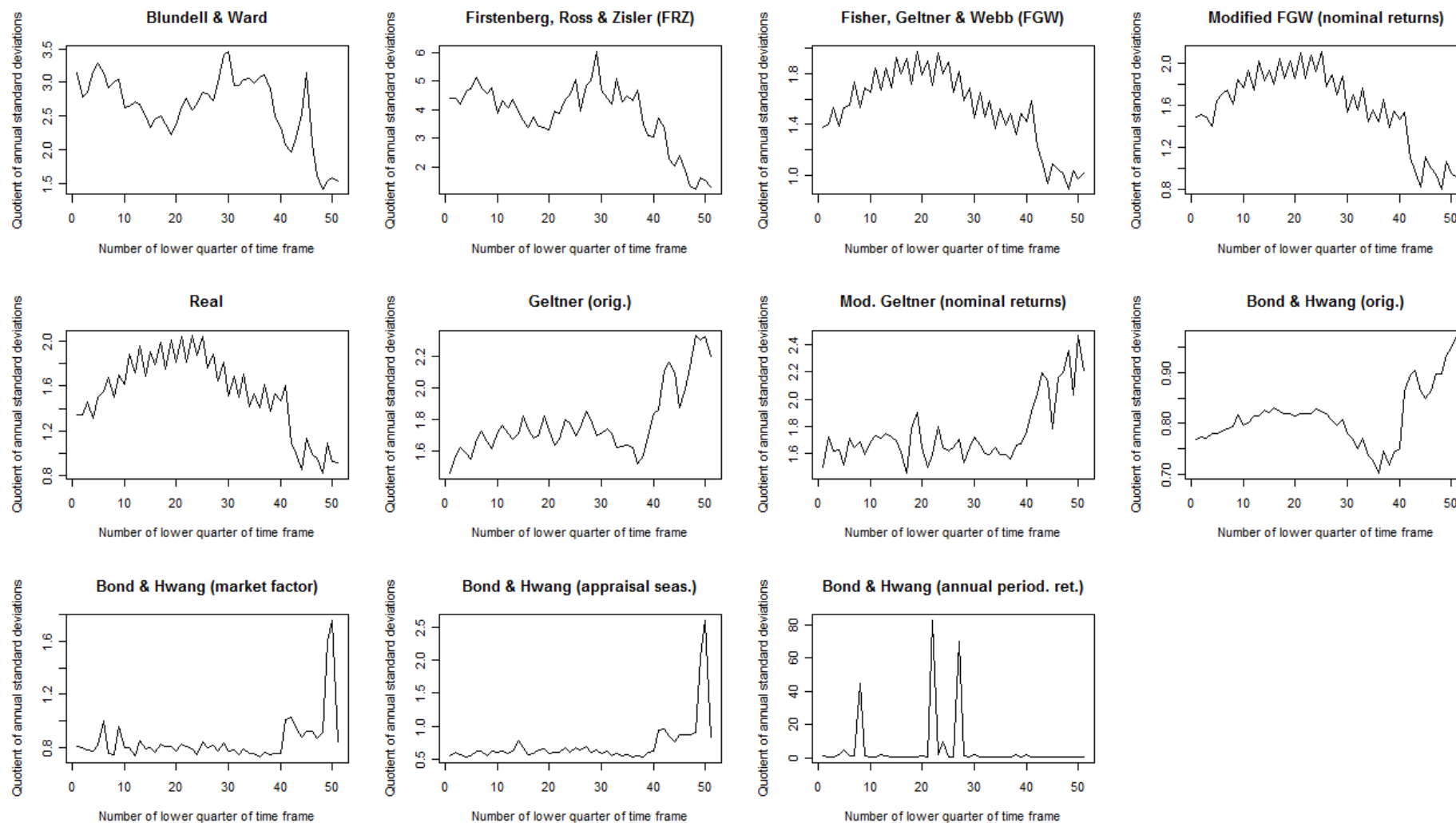


Abbildung 33 Korrelationen zwischen Renditenreihen des NCREIF Appreciation Index und anderen U.S.-Indices für 84 Quartale umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte, differenziert nach Korrekturverfahren

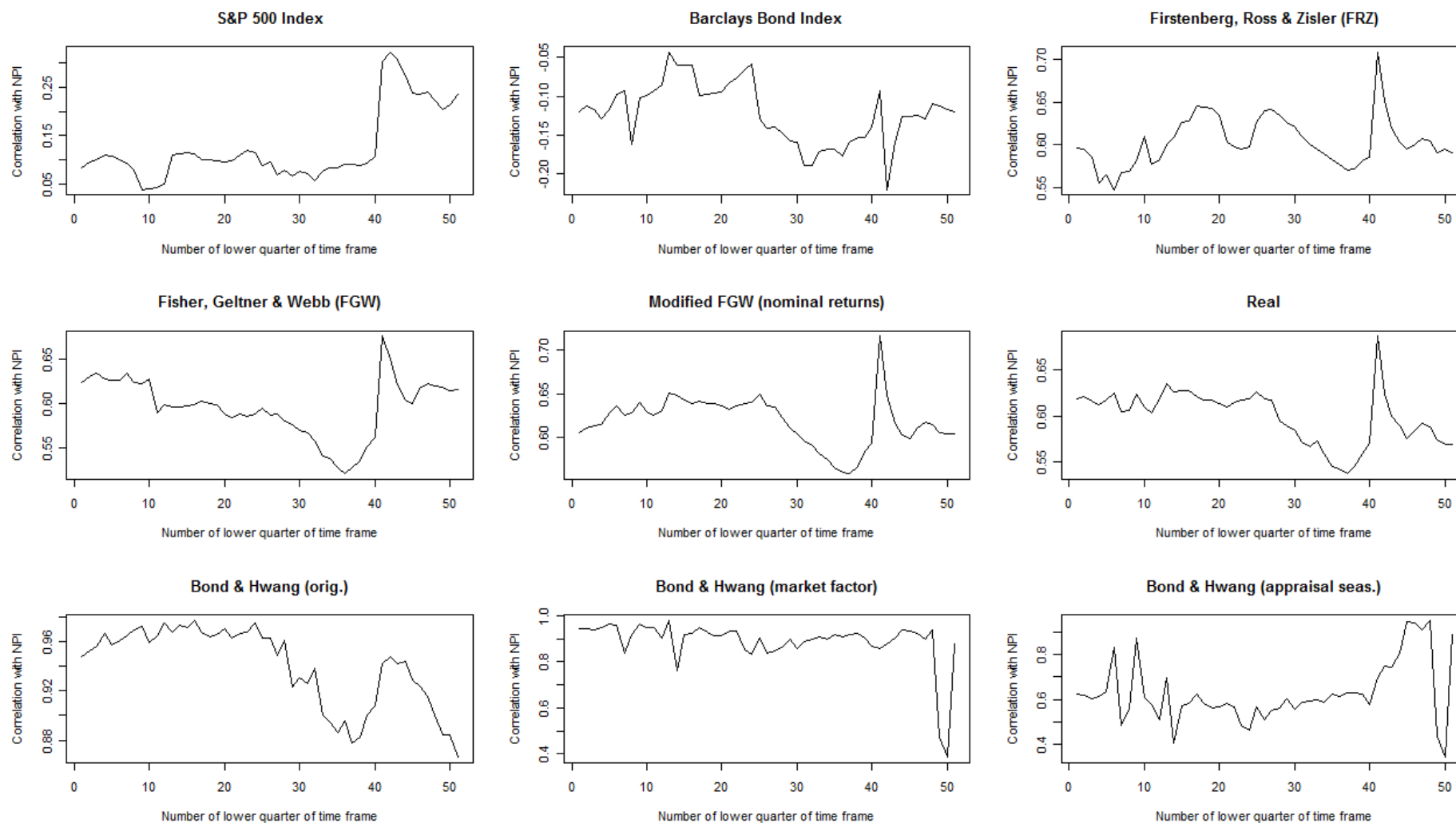


Abbildung 34 Korrelationen zwischen Renditenreihen des S&P 500 Index und anderen U.S.-Indices für 84 Quartale umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte, differenziert nach Korrekturverfahren

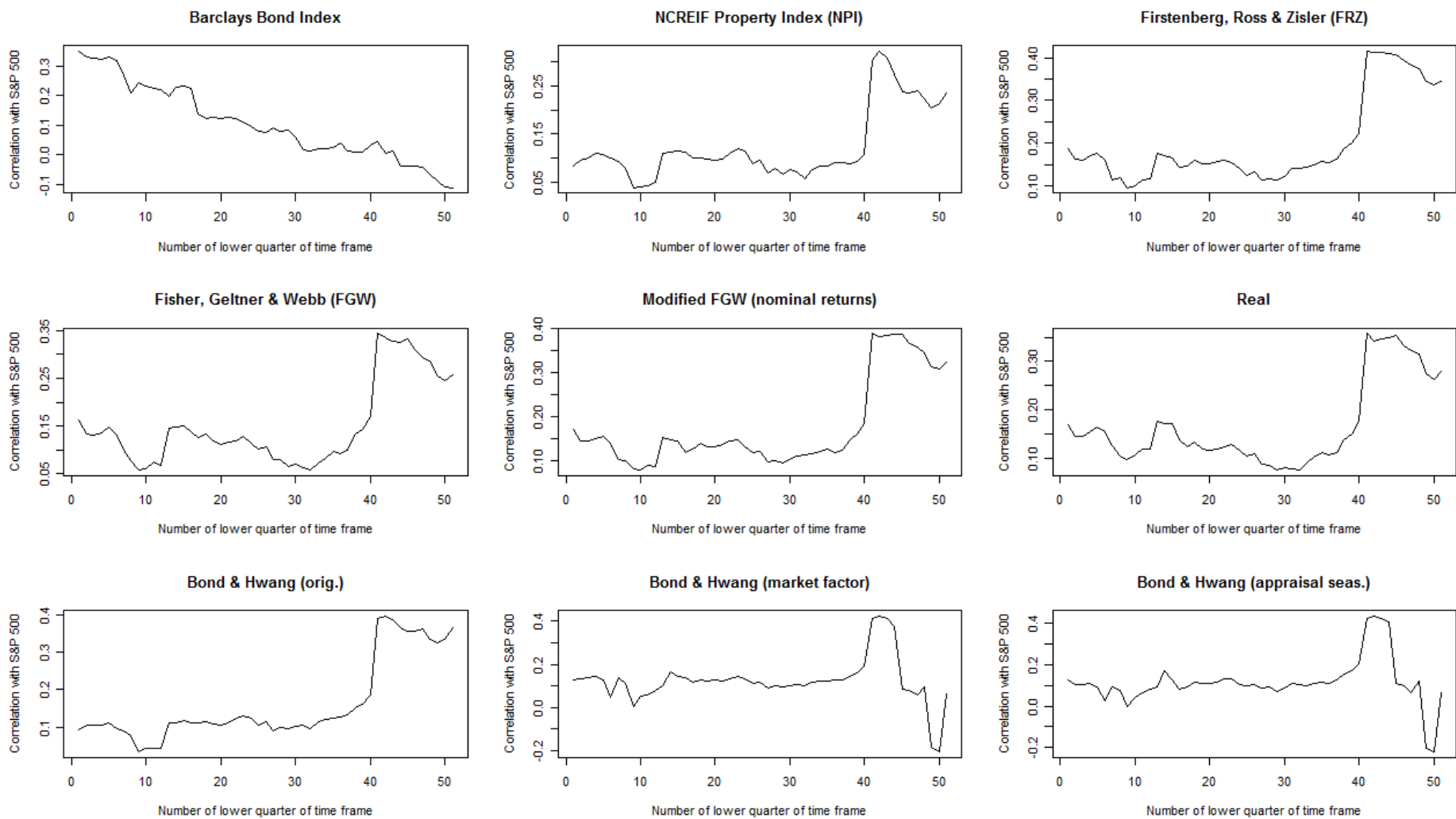
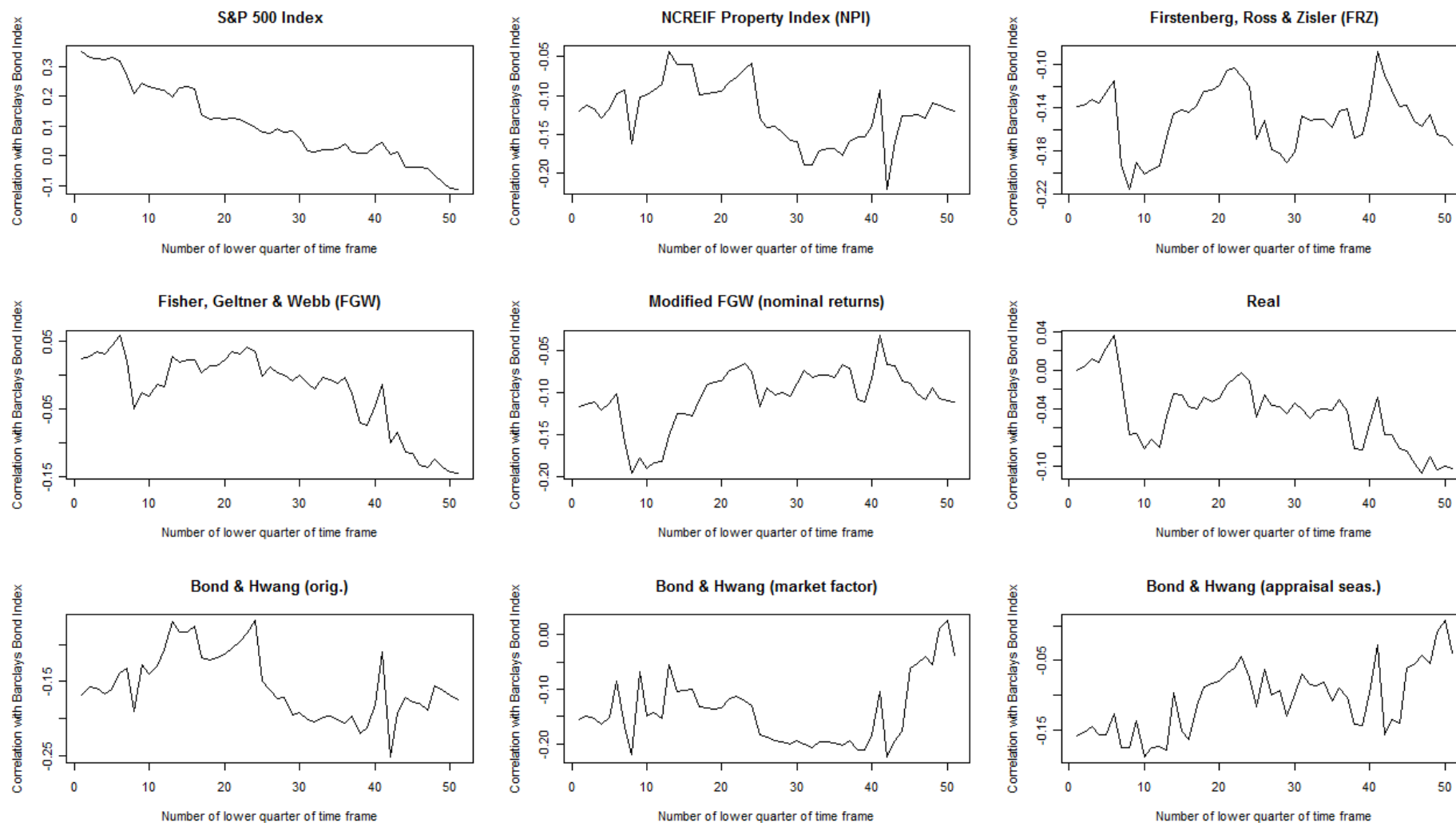


Abbildung 35 Korrelationen zwischen Renditenreihen des Barclays Bonds Index und anderen U.S.-Indices für 84 Quartale umfassende rollierende Zeitreihenausschnitte, differenziert nach Korrekturverfahren



Literaturverzeichnis

Armstrong, J. Scott und Fred Collopy (1992): „Error Measures For Generalizing About Forecasting Methods: Empirical Comparisons“, in: *International Journal of Forecasting*, Vol. 8, No. 1, S. 69-80.

Averdiek-Bolwin, Christoph (1998): „*Die Effizienz von Aktienbörsen*“, Oldenbourg-Verlag, München, Deutschland.

Bailey, M. J., R. F. Muth und H. O. Nourse (1963): „A Regression Method for Real Estate Price Index Construction“, in: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 58, No. 304, S. 933-942.

Banerjee, Anindya und David F. Hendry (1992): „Testing Integration and Cointegration: An Overview“, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, No. 3, S. 225-255.

Barkham, Richard und David Geltner (1994): „Unsmoothing British Valuation-Based Returns Without Assuming an Efficient Market“, in: *Journal of Property Research*, Vol. 11, No. 2, S. 81-95.

Barkham, R. und D. Geltner (1995): „Price Discovery in American and British Property Markets“, in: *Real Estate Economics*, Vol. 23, No. 1, S. 21-44.

Barkham, R. J. und D. M. Geltner (1996): „Price Discovery and Efficiency in the UK Housing Market“, in: *Journal of Housing Economics*, Vol. 5, No. 1, S. 41-63.

Bender, A. R., B. Gacem und M. Hoesli (1994): „Construction d'indices immobiliers selon l'approche hédoniste“, in: *Finanzmarkt und Portfolio Management*, 8. Jg., Nr. 4, S. 522-533.

Blundell, G. F. und C. W. R. Ward (1987): „Property Portfolio Allocation: A Multi-Factor Model“, in: *Land Development Studies*, Vol. 4, No. 2, S. 145-156.

Bodie, Zvi, Alex Kane und Alan J. Marcus (2009): „*Investments*“, Eighth Edition, McGraw-Hill/Irwin, New York NY, USA.

Bond, Shaun A. und Soosung Hwang (2005): „*Smoothing, Nonsynchronous Appraisal and Cross-Sectional Aggregation in Real Estate Price Indices*“, Manuskript, January 29, 2005, Department of Land Economy, University of Cambridge, Cambridge, UK, abgerufen im Internet am 25.4.2009 unter der URL:
http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=556095.

Bond, Shaun A. und Soosung Hwang (2007): „Smoothing, Nonsynchronous Appraisal and Cross-Sectional Aggregation in Real Estate Price Indices“, in: *Real Estate Economics*, Vol. 35, No. 3, S. 349-382.

Bond, Shaun A., Soosung Hwang und Gianluca Marcato (2005): „*Evaluating Unsmoothing Procedures for Appraisal Data*“, Manuskript, December 2005, University of Cambridge, Cambridge, UK.

Bond, Shaun A., Soosung Hwang und Gianluca Marcato (2006): „*An Analysis of Commercial Real Estate Returns: Is there a Smoothing Puzzle?*“, Manuskript, July 2006, Department of Land Economy, University of Cambridge, Cambridge, UK, abgerufen im Internet am 25.4.2009 unter der URL:
http://www.prres.net/Papers/Bond_Hwang_Marcato_An_Analysis_of_Commercial_Real_Estate_Returns.pdf.

Borsboom, Denny, Gideon J. Mellenbergh, Jaap van Heerden (2003): „The Theoretical Status of Latent Variables“, in: *Psychological Review*, Vol. 110, No. 2, S. 203-219.

Box, George E. P. und Gwilyn M. Jenkins (1970): „*Time Series Analysis: Forecasting and Control*“, Holden-Day, San Francisco CA, USA.

Branger, Nicole und Christian Schlag (2004): „*Zinsderivate – Modelle und Bewertung*“, Springer-Verlag, Berlin und Heidelberg, Deutschland.

Brown, G. (1985): „The Information Content of Property Valuations“, in: *Journal of Property Valuation and Investment*, Vol. 3, No. 4, S. 350-362.

Brown, G. und G. Matysiak (1998): „*The Accuracy of Valuations – Expectations and Reality*“, unveröffentlichtes Manuskript, Department of Land Management, University of Reading, Reading, UK.

Campbell, J. Y. (1987): „Stock Returns and the Term Structure“, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 18, No. 2, S. 373-399.

Campbell, J., A. Lo und A. MacKinlay (1997): „*The Econometrics of Financial Markets*“, Princeton University Press, Princeton NJ, USA.

Campbell, J. Y. und R. J. Shiller (1988): „The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors“, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 1, No. 3, S. 195-228.

Campbell, John Y. und Luis M. Viceira (2004): „*Long-Horizon Mean-Variance Analysis: A User Guide*“, Manuskript, September 2004, Department of Economics, Harvard University, Cambridge MA, USA.

Cannon, Susanne E. und Rebel A. Cole (2011): „*How Accurate are Commercial Appraisals? Evidence from 25 Years of NCREIF Sales Data*“, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 35, No. 5, S. 68-88.

Case, Bradford, Henry O. Pollakowski und Susan M. Wachter (1991): „On Choosing Among House Price Index Methodologies“, in: *Real Estate Economics*, AREUEA Journal, Vol. 19, No. 3, S. 286-307.

Case, B. und J. M. Quigley (1991): „The Dynamics of Real Estate Prices“, in: *Review of Economics and Statistics*, Vol. 73, No. 1, S. 50-58.

Case, Karl E. und Robert J. Shiller (1989): „The Efficiency of the Market for Single-Family Homes“, in: *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 1, S. 125-137.

Case, Karl E. und Robert J. Shiller (1990): „Forecasting Prices and Excess Returns in the Housing Market“, in: *Real Estate Economics*, AREUEA Journal, Vol. 18, No. 3, S. 253-273.

Chatfield, C. (1978): „The Holt-Winters Forecasting Procedure“, in: *Applied Statistics*, Vol. 27, No. 3, S. 264-279.

Cheng, P., Z. Lin und Y. Liu (2010): „Illiquidity, Transaction Cost, and Optimal Holding Period for Real Estate: Theory and Application“, in: *Journal of Housing Economics*, Vol. 19, S. 121-130.

Cheung, Yin-Wong und Francis X. Diebold (1994): „On maximum likelihood estimation of the differencing parameter of fractionally-integrated noise with unknown mean“, in: *Journal of Econometrics*, Vol. 62, No. 2, S. 301-316.

Childs, P., S. Ott und T. Riddiough (2000): „*Noise, Real Estate Markets, and Options on Real Assets*“, Manuskript, MIT Center for Real Estate, Cambridge MA, USA.

Clapham, Eric, Peter Englund, John M. Quigley, Christian L. Redfearn (2004): „*Revisiting the Past: Revision in Repeat Sales and Hedonic Indexes of House Prices*“, Manuskript, Department of Economics, University of California, Berkeley CA, USA.

Clapp, J. M. und C. Giacotto (1992): „Estimating Price Indices for Residential Property: A Comparison of Repeat-Sales and Assessed Value Methods“, in: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 87, June 1992, S. 300-306.

Clayton, Jim F. (1998): „Further Evidence on Real Estate Market Efficiency“, in: *Journal of Real Estate Research*, Vol. 15, No. 1, S. 41-58.

Clayton, Jim, David Geltner und Stanley W. Hamilton (2001): „Smoothing in Commercial Property Valuations: Evidence from Individual Appraisals“, in: *Real Estate Economics*, Vol. 29, No. 3, S. 337-360.

Cochrane, J. H. (2005): „*Asset Pricing*“, Revised Edition, Princeton University Press, Princeton NJ, USA.

Collet, D., C. Lizieri und C. Ward (2003): „Timing and the Holding Periods of Institutional Real Estate“, in: *Real Estate Economics*, Vol. 31, No. 2, S. 205-222.

Corgel, J. und J. deRoos (1999): „Recovery of Real Estate Returns for Portfolio Allocations“, in: *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 18, No. 3, S. 279-296.

Deutsche Börse (2011) „*Leitfaden zu den Aktienindizes der Deutschen Börse*“, Version 6.15 vom Januar 2011, abgerufen im Internet am 1.5.2011 unter der URL:
http://dax-indices.com/DE/MediaLibrary/Document/Equity_L_6_15_d.pdf.

Diaz, J. und M. Wolverton (1998): „A Longitudinal Examination of the Appraisal Smoothing Hypothesis“, in: *Real Estate Economics*, Vol. 26, No. 2, S. 349-358.

Dickey, D. A. und W. A. Fuller (1979): „Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root“, in: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, S. 427-431.

Dickey, David A. und Wayne A. Fuller (1981): „Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root“, in: *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, S. 1057-1072.

Dimson, E. (1979): „Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading“, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 7, No. 2, S. 197-226.

Dufour, A. und R. F. Engle (2000): „Time and the Price Impact of a Trade“, in: *The Journal of Finance*, Vol. 55, No. 6, S. 2467-2498.

Easley, D., S. Hvidkjaer und M. O'Hara (2002): „Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?“, in: *The Journal of Finance*, Vol. 57, No. 5, S. 2185-2221.

Edelstein, Robert H. und Daniel C. Quan (2005): „How Does Appraisal Smoothing Bias Real Estate Returns Measurement?“, Manuskript, March 29, 2005, Fisher Center for Real Estate and Urban Economics, University of California, Berkeley CA,
abgerufen im Internet am 25.4.2009 unter der URL:
<http://www.landecon.cam.ac.uk/research/reuag/maastricht/pdf/Edelstein-Quan.pdf>.

Edelstein, Robert H. und Daniel C. Quan (2006): „How Does Appraisal Smoothing Bias Real Estate Returns Measurement?“, in: *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 32, No. 1, S. 41-60.

Fama, Eugene F. (1970): „Efficient Capital Markets: A Review of the Theory and Empirical Work“, in: *Journal of Finance*, Vol. 25, No. 2, S. 383-417.

Fama, E. F. (1976a): „Reply to LeRoy“, in: *Journal of Finance*, Vol. 31, No. 1, S. 143-145.

Fama, E. F. (1976b): „*Foundations of Finance*“, Basic Books, New York, USA.

Fama, E. F. (1984): „The Information in the Term Structure“, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, No. 4, S. 509-528.

Fama, Eugene F. (1991): „Efficient Capital Markets: II“, in: *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 5, S. 1575-1617.

Fama, E. F., L. Fisher, M. C. Jensen und R. Roll (1969): „The Adjustment of Stock Prices to New Information“, in: *International Economic Review*, Vol. 10, No. 1, S. 1-21.

Fama, E. F. und K. R. French (1988): „Dividend Yields and Expected Stock Returns“, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, No. 3, S. 3-25.

Fama, E. F. und K. R. French (1989): „Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds“, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 25, No. 1, S. 23-49.

Fama, E. F. und M. R. Gibbons (1982): „Inflation, Real Returns and Capital Investment“, in: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 9, No. 3, S. 297-323.

Fama, E. F. und G. W. Schwert (1977): „Asset Returns and Inflation“, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, No. 2, S. 115-146.

Firstenberg, P. M., S. A. Ross, R. C. Zisler (1988): „Real Estate: The whole Story“, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 14, No. 3, S. 22-34.

Fisher, Jeffrey D. (o. J.): „US Commercial Real Estate Indices: The NCREIF Property Index“, Bank for International Settlements, BIS Papers No. 21, S. 359-367, abgerufen im Internet am 25.4.2009 unter der URL: <http://www.bis.org/publ/bppdf/bispap21zc.pdf?noframes=1>.

Fisher, Jeffrey, Dean Gatzlaff, David Geltner und Donald Haurin (2002): „Controlling for Variable Liquidity and Selection Bias in Indices of Private Asset Market Values“, Manuskript, March 31, 2002, Indiana University, Bloomington IN, USA.

Fisher, Jeffrey, Dean Gatzlaff, David Geltner und Donald Haurin (2003): „Controlling for the Impact of Variable Liquidity in Commercial Real Estate Price Indices“, Manuskript, January 28, 2003, Indiana University, Bloomington IN, USA.

Fisher, Jeff, David Geltner und Henry Pollakowski (2006): „A Quarterly Transactions-Based Index (TBI) of Institutional Real Estate Investment Performance and Movements in Supply and Demand“, Manuskript, May 2006, MIT Center for Real Estate, Cambridge MA, USA.

Fisher, Jeff, David Geltner und Henry Pollakowski (2007): „A Quarterly Transactions-Based Index of Institutional Real Estate Investment Performance and Movements in Supply and Demand”, in: *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 37, No. 1, S. 5-33.

Fisher, Jeffrey D., David M. Geltner und R. Brian Webb (1994): „Value Indices of Commercial Real Estate: A Comparison of Index Construction Methods”, in: *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 9, No. 2, S. 137-164.

Fisher, J. D., M. Miles und R. B. Webb (1999): „How Reliable are Commercial Property Appraisals? Another Look”, in: *Real Estate Finance*, Vol. 16, No. 3, S. 9-15.

Fisher, J. D. und M. S. Young (2000): „Holding Periods for Institutional Real Estate in the NCREIF Database”, in: *Real Estate Finance*, Vol. 17, No. 3, S. 27-34.

Fisher, L. (1966): „Some New Stock Market Indexes”, in: *Journal of Business*, Vol. 39, January 1966, S. 191-225.

Fu, Y. und L. K. Ng (2001): „Market Efficiency and Return Statistics: Evidence from Real Estate and Stock Markets Using a Present-Value Approach”, in: *Real Estate Economics*, Vol. 29, No. 2, S. 227-250.

Gatzlaff, Dean H. und David M. Geltner (1998a): „A Repeat-Sales Transaction-Based Index of Commercial Property”, Manuskript, January 31, 1998, Florida State University, Tallahassee FL, USA.

Gatzlaff, D. und D. Geltner (1998b): „A Transaction-Based Index of Commercial Property and its Comparison to the NCREIF Index”, in: *Real Estate Finance*, Vol. 15, No. 1, S. 7-22.

Gatzlaff, Dean und Cynthia Holmes (2011): „Estimating Transaction-Based Price Indices of Local Commercial Real Estate Markets”, Manuskript, Feb 7, 2011, Florida State University, Tallahassee FL, USA.

Geltner, D. (1989): „Estimating Real Estate’s Systematic Risk from Aggregate Level Appraisal-Based Returns”, in: *AREUEA*, Vol. 17, No. 4, S. 463-481.

Geltner, D. (1991): „Smoothing in Appraisal-Based Returns”, in: *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 4, No. 3, S. 327-345.

Geltner, D. (1993a): „Temporal Aggregation in Real Estate Return Indices”, in: *Real Estate Economics*, Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association, Vol. 21, No. 2, S. 141-166.

Geltner, David M. (1993b): „Estimating Market Values from Appraised Values without Assuming an Efficient Market”, in: *Journal of Real Estate Research*, Vol. 8, No. 3, S. 325-346.

Geltner, David (2011): „*A Simplified Transactions Based Index (TBI) for NCREIF Production*”, Manuskript, May 2, 2011, MIT Center for Real Estate & Geltner Associates LLC, Cambridge MA, USA.

Geltner, David M. und William N. Goetzmann (1998): „*Two Decades of Commercial Property Returns: A NCREIF Index Using Independent Appraisals*”, Manuskript, January 1998, University of Cincinnati, Cincinnati OH, abgerufen im Internet am 25. Juni 2011 unter der URL: <http://www.ncreif.org/resources.aspx>.

Geltner, D. und W. Goetzmann (2000): „Two Decades of Commercial Property Returns: A Repeated-Measures Regression-Based Version of the NCREIF Index”, in: *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 21, No. 1, S. 5-22.

Geltner, D. und D. Ling (2006): „Considerations in the Design and Construction of Investment Real Estate Research Indices”, in: *Journal of Real Estate Research*, Vol. 28, No. 4, S. 411-444.

Geltner, D. und J. Mei (1995): „The Present Value Model with Time-Varying Discount Rates: Implications for Commercial Property Valuation and Investment Decisions”, in: *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 11, No. 2, S. 119-135.

Geltner, David und Norman G. Miller (2001): „*Commercial Real Estate Analysis and Investments*“, South-Western College Publishing Co., Cincinnati OH, USA.

Geltner, David M., Norman G. Miller, Jim Clayton und Piet Eichholtz (2007): „*Commercial Real Estate Analysis and Investments*“, 2nd Edition, South-Western College Publishing Co., Cincinnati OH, USA.

Geltner, David und Henry Pollakowski (2007): „*A Set of Indexes for Trading Commercial Real Estate Based on the Real Capital Analytics Transaction Price Database*“, Manuskript, September 26, 2007, MIT Center for Real Estate, Cambridge MA, USA.

Giliberto, S. M. (1990): „Equity Real Estate Investment Trusts and Real Estate Returns“, in: *Journal of Real Estate Research*, Vol. 5, No. 2, S. 259-264.

Glück, Björn (o. J. [2005]): „*Asset-Allocation unter Integration alternativer Anlagen*“, Diplomarbeit am Fachbereich Wirtschaftswissenschaften der Johann Wolfgang Goethe-Universität, Frankfurt am Main, Deutschland.

Goetzmann, William N. (1992): „The Accuracy of Real Estate Indices: Repeat-Sale Estimators“, in: *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 5, No. 1, S. 5-53.

Goldstein, D. G. und N. N. Taleb (2007): „We Don't Quite Know What We Are Talking About When We Talk About Volatility“, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 33, No. 4, S. 84-86.

Gourieroux, Christian und Alain Monfort (1997): „*Time Series and Dynamic Models*“, Cambridge University Press, Cambridge, UK.

Graff, Richard A. und Michael S. Young (1999): „The Magnitude of Random Appraisal Error in Commercial Real Estate Valuation“, *Journal of Real Estate Research*, Vol. 17, No. 1/2, S. 33-54.

Granger, C. W. J. (1980): „Long Memory Relationships and the Aggregation of Dynamic Models”, in: *Journal of Econometrics*, Vol. 14, S. 227-238.

Greene, W. (1999): „*Econometric Analysis*”, Fourth Edition, Prentice Hall, Upper Saddle River, NJ, USA.

Greene, William H. (2012): „*Econometric Analysis*”, Seventh Edition, Pearson Education Ltd., London, UK.

Gujarati, Damodar N. (2009): „*Basic Econometrics*”, Fifth Edition, McGraw-Hill Higher Education, New York, USA.

Gyourko, J. und D. Keim (1992): „What Does the Stock Market Tell Us About Real Estate Returns?”, in: *Real Estate Economics*, Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association, Vol. 20, No. 3, S. 457-485.

Hamerle, Alfred, Thilo Liebig und Daniel Rösch (2003): „Credit Risk Factor Modeling and the Basel II IRB Approach”, Deutsche Bundesbank, Discussion Paper Series 2: Banking and Financial Supervision, No. 2/2003, Frankfurt am Main, Deutschland.

Hamilton, James D. (1994): „*Time Series Analysis*”, Princeton University Press, Princeton NJ, USA.

Hassler, Uwe (2007): „*Stochastische Integration und Zeitreihenmodellierung – Eine Einführung mit Anwendungen aus Finanzierung und Ökonometrie*”, Springer, Berlin, Deutschland.

Heckman, J. (1979): „Sample Selection Bias as a Specification Error”, in: *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, S. 153-161.

Hendershott, P. und E. Kane (1992): „*Office Market Values During the Past Decade: How Distorted Have Appraisals Been?*“, National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper No. 4128, July 1992, Cambridge MA, USA.

Hendershott, Patric H. und Edward J. Kane (1995): „U.S. Office Market Values During the Past Decade: How Distorted Have Appraisals Been?“, in: *Real Estate Economics*, Vol. 23, No. 2, S. 101-116.

Hosking, J. R. M. (1981): „Fractional differencing“, in: *Biometrika*, Vol. 68, No. 1, S. 165-176.

Hwang, S. (2000): „The Effects of Systematic Sampling and Temporal Aggregation on Discrete Time Long Memory Processes and Their Finite Sample Properties“, in: *Econometric Theory*, Vol. 16, No. 3, S. 347-372.

Hyndman, Rob J. und Anne B. Koehler (2005): „*Another look at measures of forecast accuracy*“, Manuskript, 2 November 2005, Department of Econometrics and Business Statistics, Monash University, VIC 3800, Australia.

Investment Property Databank IPD (2011): „*IPD Index Guide, Edition Six – January 2011*“, IPD London, UK, abgerufen am 9.10.2011 unter der URL: www.ipd.com.

Lang, W. und L. Nakamura (1993): „A Model of Redlining“, in: *Journal of Urban Economics*, Vol. 33, No. 2, S. 223-234.

Ling, David C., Andy Naranjo und M. Nimalendran (2000): „Estimating Returns on Commercial Real Estate: A New Methodology Using Latent-Variable Models“, in: *Real Estate Economics*, Vol. 28, No. 2, S. 205-231.

Lo, A. und A. C. MacKinlay (1990): „An Econometric Analysis of Nonsynchronous Trading“, in: *Journal of Econometrics*, Vol. 45, No. 1-2, S. 181-211.

MacKinnon, G. H. und A. Al Zaman (2009): „Real Estate for the Long Term: The Effect of Return Predictability on Long-Horizon Allocations“, in: *Real Estate Economics*, Vol. 37, No. 1, S. 117-153.

Maddala, G. S. (1985): „*Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*“, Econometric Society Monographs in Quantitative Economics, Cambridge University Press, Cambridge, UK.

Maddala, G. S. und Kaja Lahiri (2009): „*Introduction to Econometrics*“, Fourth Edition, John Wiley & Sons Ltd., West Sussex, England.

Makridakis, S., A. Andersen, R. Carbone, R. Fildes, M. Hibon, R. Lewandowski, J. Newton, E. Parzen und R. Winkler (1982): „The Accuracy of Extrapolation (Time Series) Methods: Results of a Forecasting Competition“, in: *Journal of Forecasting*, Vol. 1, No. 2, S. 111-153.

Maurer, Raimond und Steffen Sebastian (1999): „Immobilienfonds und Immobilienaktiengesellschaften als finanzwirtschaftliche Substitute für Immobiliendirektanlagen“, in: *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, Ergänzungsheft 3/99 (Finanzmanagement), S. 169-194.

Maurer, Raimond, Steffen Sebastian und Thomas G. Stephan (2000): „*Immobilienindizes im Portfolio-Management*“, Ausgabe 52 der Working Paper Series: Finance & Accounting des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften der Johann Wolfgang Goethe-Universität, Frankfurt am Main, Deutschland.

Miles, M., D. Guilkey, B. Webb und K. Hunter (1991): „*An Empirical Evaluation of the Reliability of Commercial Appraisals, 1978-1990*“, NCREIF research paper, NCREIF National Council of Real Estate Investment Fiduciaries, Chicago IL, USA.

NCREIF National Council of Real Estate Investment Fiduciaries (o. J.): „*Frequently Asked Questions About NCREIF And The NCREIF Property Index (NPI)*“, Chicago IL, USA, abgerufen im Internet am 11.6.2011 unter der URL:
http://www.ncreif.org/public_files/Users_Guide_to_NPI.pdf.

Phillips, P. C. B. und P. Perron (1988): „Testing for a Unit Root in Time Series Regression“, in: *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, S. 335-346.

Porras Prado, M. und M. Verbeek (2008): „*Real Estate in an ALM Framework – The Case of Return Predictability*“, unveröffentlichtes Manuskript, RSM Erasmus University, Rotterdam, The Netherlands.

Poutasse, Doug und Jeff Fisher (o. J. [2001]): „*Valuation in a Recessionary Environment*“, 3Q01 Performance Report Highlight, NCREIF National Council of Real Estate Investment Fiduciaries, Chicago IL, USA.

Pyhrr, S., J. Cooper, L. Wofford, S. Kapplin und P. Lapidés (1989): „*Real Estate Investment - Strategy, Analysis, Decisions*“, Second Edition, John Wiley & Sons Inc., New York, USA.

Quan, Daniel C. und John M. Quigley (1989): „Inferring an Investment Return Series for Real Estate from Observations on Sales“, in: *Real Estate Economics*, Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association, Vol. 17, No. 2, S. 218-230.

Quan, Daniel C. und John M. Quigley (1991): „Price Formation and the Appraisal Function in Real Estate Markets“, in: *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 4, No. 2, S. 127-146.

Rehring, Christian (2010): „*Commercial Real Estate Investments and the Term Structure of Risk and Return*“, Dissertation an der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der Universität Regensburg, Regensburg, Deutschland.

Rehring, Christian und Steffen Sebastian (2011): „Dynamics of Commercial Real Estate Asset Markets, Return Volatility, and the Investment Horizon“, in: *Journal of Property Research*, Vol. 4, No. 28, S. 211-315.

Ross, S. und R. Zisler (1991): „Risk and Return in Real Estate“, in: *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 4, No. 2, S. 175-190.

Salomon Brothers, Inc. (1992): „*Real Estate Risk and Return: 1991 Survey Results*“, March 31, 1992.

Schätz, Alexander (2009): „*Dynamics on Real Estate and Emerging Markets*“, Dissertation, Universität Regensburg, Regensburg, Deutschland.

Schätz, Alexander und Steffen Sebastian (2009): „The Links Between Property and the Economy – Evidence From the British and German Markets, in: *Journal of Property Research*, Vol. 26, No. 2, S. 171-191.

Schätz, Alexander und Steffen Sebastian (2011): „Eine VECM-Analyse der Interaktion von Immobilienaktien mit Direktanlagen, Aktienmarkt und Realwirtschaft“, *Zeitschrift für Immobilienökonomie*, Vol. 10, No. 1, S. 83-107.

Scholes, Myron und Joseph Williams (1977): „Estimating Betas from Nonsynchronous Data“, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, No. 3, S. 309-327.

Thießen, F. (1995): „*Der kurzfristige Wechselkurs*“, Fritz Knapp Verlag, Frankfurt am Main, Deutschland.

Tiao, G. (1972): „Asymptotic Behavior of Temporal Aggregates of Time Series“, in: *Biometrika*, Vol. 59, No. 3, S. 525-531.

Webb, R. B. (1994): „On the Reliability of Commercial Appraisals: An Analysis of Properties Sold from the Russell-NCREIF Index (1978-1992)“, in: *Real Estate Finance*, Vol. 11, No. 1, S. 62-65.

Wheaton, W (1987): „The Cyclic Behavior of the National Office Market“, in: *AREUEA Journal*, Vol. 15, No. 4, S. 281-299.

Working, H. (1960): „A Note on the Correlation of First Differences of Averages in a Random Chain“, in: *Econometrica*, Vol. 28, No. 4, S. 916-918.

Yiu, C. Y., B. S. Tang, Y. H. Chiang und L. H. T. Choy (2006): „Alternative Theories of Appraisal Bias“, in: *Journal of Real Estate Literature*, Vol. 14, No. 3, S. 321-344.

Verzeichnis sonstiger Quellen

Fisher, Jeff, David Geltner und Henry Pollakowski (2005): „A Quarterly Transactions-Based Index of Institutional Real Estate Investment Performance and Movements in Supply and Demand“, Commercial Real Estate Data Laboratory CREDL at MIT Center for Real Estate, Presentation on the ARES Annual Meeting, April 2005, Santa Fe NM, USA.

Poutasse, D. (2011): „Know Your Benchmark: What NCREIF data is telling us and how it can help your firm“, Presentation on the NAREIM Executive Officer Meeting, January 11, 2011.